

Direction des Études et Synthèses Économiques

G 2011 / 15

**La nouvelle version du modèle MZE,
modèle macroéconométrique pour la zone euro**

**Muriel BARLET, Marie-Émilie CLERC, Marguerite GARNERO,
Vincent LAPÈGUE et Vincent MARCUS**

Document de travail



Institut National de la Statistique et des Études Économiques

INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

*Série des documents de travail
de la Direction des Études et Synthèses Économiques*

G 2011 / 15

La nouvelle version du modèle MZE, modèle macroéconométrique pour la zone euro

Muriel BARLET*, **Marie-Émilie CLERC****,
Marguerite GARNERO*, **Vincent LAPÈGUE****
et **Vincent MARCUS*****

OCTOBRE 2011

Les auteurs tiennent à remercier Hélène ERKEL-ROUSSE pour sa lecture attentive et ses commentaires, Pierre-Olivier BEFFY, Pierre-Yves CABANNES, Benjamin CARTON, Éric DUBOIS, Guy LAROQUE, Pierre-Alain PIONNIER ainsi que Pierre MORIN et Pierre MALGRANGE pour leurs remarques très utiles et les participants au séminaire du Département des études économiques d'ensemble de l'Insee du 10 mars 2008. Les auteurs remercient également Benoît OURLIAC pour son aide précieuse lors de la rétopolation des données. Les erreurs qui subsistent sont de la seule responsabilité des auteurs.

* Direction de la Recherche, de l'Évaluation et des Études Statistiques, ministère du Travail, de l'Emploi et de la Santé

** Département des Études Économiques d'Ensemble - Division « Croissance et politiques macroéconomiques », Insee
Timbre G220 - 15, bd Gabriel Péri - BP 100 - 92244 MALAKOFF CEDEX

*** Commissariat général au développement durable, ministère de l'Ecologie, du Développement durable, des Transports et du Logement

La nouvelle version du modèle MZE, modèle macroéconométrique pour la zone euro

Résumé

Ce document de travail présente les principales évolutions apportées au modèle macroéconométrique MZE (modèle zone euro) depuis sa version initiale de 2003. La rétropolation des séries sur la période 1980-1991 a permis d'élargir la période d'estimation et les estimations des équations comportementales ont de ce fait gagné en stabilité. À notre connaissance, ce travail constitue surtout une application inédite de la méthode développée par Kilian (1998) pour estimer des coefficients et des intervalles de confiance centrés autour de ceux-ci pour un modèle macroéconométrique opérationnel. Les nouveaux coefficients permettent notamment d'obtenir des réponses moins inflationnistes aux chocs macroéconomiques usuels que dans la précédente version du modèle. L'analyse des résultats variantiels est plus nuancée et rigoureuse en raison de l'indication d'intervalles de confiance entourant les écarts au scénario de référence. On peut ainsi juger de la significativité de ces écarts à tout horizon. Enfin, la nouvelle version du modèle permet de trouver des réponses attendues suite à des chocs sur l'environnement international, telles que l'effet inflationniste d'une hausse du prix du pétrole ou l'impact retardé d'une dépréciation de l'euro sur l'amélioration de la balance commerciale.

Mots-clés : Modélisation macroéconomique, Préviation, Intervalles de confiance, Bootstrap

The New Version of the Model MZE, Macroeconometric Model for the Eurozone

Abstract

This paper presents the main improvements carried out to the macroeconomic model MZE since its creation in 2003. We have back-calculated the series over the period 1980-1995, in order to make the model more stable. To our knowledge, this paper is the first application of Kilian's (1998) method to estimate coefficients and centered confidence intervals for an operational macroeconomic model. The new coefficients enable to get less inflationary responses to macroeconomic shocks than the previous version of MZE. The study is more nuanced and rigorous thanks to the confidence intervals around the main scenarios. It is thus possible to check the significance of the results at any horizon. At last, the new version of MZE enables to find conventional responses to international shocks, like the inflationary effect of a rise in oil prices or the delayed impact of a depreciation of the euro on the improvement of the trade balance.

Keywords: Macroeconometric modelling, Forecasting, Confidence interval, Bootstrap

Classification JEL : C3, C5, E1, E2

Sommaire

Introduction	5
I - Caractéristiques générales du modèle et principales nouveautés apportées par rapport à la version de 2003	7
<i>1.1 Présentation générale du modèle MZE</i>	7
<i>1.2 Prise en compte dans le modèle MZE du passage des comptes nationaux aux volumes à prix chaînés</i>	8
<i>1.3 Présentation des principales utilisations du modèle MZE</i>	9
I.3.1 Inversion	9
I.3.2 Post-Mortem	10
II - Les principaux comportements économiques modélisés dans MZE	11
III - Des méthodes de bootstrap permettent de calculer des intervalles de confiance pour les variantes	15
<i>III.1 Principe général</i>	15
<i>III.2 Premiers résultats : mise en évidence de biais</i>	17
<i>III.3 Calcul d'intervalles de confiance</i>	18
III.3.1 Évaluation des biais des coefficients	19
III.3.2 Calcul des intervalles de confiance à partir des coefficients corrigés des biais	20
III.3.3 Limites de la méthode	21
III.3.4 Résultats après correction	22
IV - Les propriétés de quelques variantes analytiques.....	23
<i>IV.1 Chocs extérieurs</i>	23
IV.1.1 Hausse de 1 % de la demande mondiale	23
IV.1.2 Hausse permanente de 10 % du prix des matières premières	23
<i>IV.2 Chocs monétaires et financiers</i>	26
IV.2.1 Dépréciation de 10 % du taux de change nominal de l'euro contre le dollar	26
IV.2.2 Hausse de 100 points de base des taux d'intérêt	26
<i>IV.3 Choc de dépense publique : hausse de la consommation publique de 1 point de PIB</i>	27
<i>IV.4 Choc « d'offre » structurel : hausse de 1 % de la productivité globale des facteurs</i>	28
Conclusion.....	30
Bibliographie	31
Annexe 1 - Dictionnaires des variables.....	32
Annexe 2 - présentation des principales équations estimées du modèle MZE	33

Introduction

Le modèle zone euro (MZE) est un modèle macroéconométrique dont la première version a été développée conjointement par l'Insee et la Direction de la prévision en 2003, dans le but d'enrichir les outils de prévision et d'analyse de l'économie de la zone euro (Beffy et al., 2003). Il s'appuie sur les données des comptes nationaux trimestriels des États membres de la zone euro diffusées par Eurostat. Le modèle MZE est utilisé en premier lieu pour réaliser des diagnostics des prévisions conjoncturelles de l'Insee en cours d'élaboration ou passées (exercices dits d'inversion et de *post-mortem*, cf. Cabannes et al., 2010). Il est également utilisé pour simuler et évaluer les effets de chocs externes comme, par exemple, une appréciation ou une dépréciation de l'euro ou encore une hausse ou une baisse du prix du pétrole.

La taille modeste de MZE rend celui-ci plus facile à maîtriser, à maintenir et à utiliser qu'un modèle d'équilibre général intertemporel stochastique (DSGE) ou un modèle multinational. Dans ce dernier type de modèle, les résultats pour la zone euro s'obtiennent par agrégation des résultats nationaux. Le modèle NiGEM, développé par le National Institute of Economic and Social Research (NIESR, 2008), couvre de cette manière la zone euro. *A contrario*, MZE ne tient pas compte d'éventuelles hétérogénéités entre pays, qu'elles soient structurelles ou en réaction à des chocs.

Parmi d'autres modélisations macroéconomiques de la zone euro, on peut citer Area-Wide Model (AWM) développé par la Banque Centrale Européenne (Fagan et al., 2001). MZE et AWM sont de taille comparable, dotés d'une économie à un seul bien, avec une configuration classique à long terme et keynésienne à court terme. Depuis 2008, AWM est remplacé par le modèle DSGE New-AWM (Christoffel et al., 2008). Les principaux avantages de ce type de modèle macroéconométrique résident dans l'existence de fondements microéconomiques et dans la prise en compte des effets des anticipations des agents. Le développement des techniques d'estimation bayésienne de ces modèles permet également d'obtenir des intervalles de confiance sur les résultats des prévisions et des variantes. Le modèle Euro Area and Global Economy model (EAGLE, Gomes et al., 2010) est construit à partir de NAWM. Contrairement à ce dernier, il couvre quatre régions : l'Allemagne, le reste de la zone euro, les États-Unis et le reste du monde.

Le passage des comptes nationaux des différents pays de la zone euro en base 2000 tout d'abord puis en volumes à prix chaînés a nécessité la réestimation en profondeur du modèle MZE et a donné lieu à des améliorations sur un certain nombre de points. On expliquera notamment dans une première partie pourquoi l'adaptation du modèle aux comptes trimestriels avec volumes à prix chaînés a été effectuée en ne modifiant que très marginalement la structure du modèle. Une réropolation générale des agrégats de comptabilité nationale depuis 1980 a aussi été effectuée, ce qui a permis d'allonger substantiellement la période d'estimation et de stabiliser sensiblement les estimations économétriques. Les principales équations du modèle sont présentées dans une deuxième partie. La troisième partie détaille la méthode de calcul des intervalles de confiance à partir de techniques de bootstrap pour mieux apprécier les résultats des exercices variantiels réalisés à l'aide du modèle. Ces premiers calculs d'intervalles de confiance ont mis en lumière l'existence de biais significatifs sur les coefficients estimés, qu'il a été nécessaire de traiter. Ces biais étaient en partie liés à des problèmes de petit échantillon. Ces biais ont été partiellement corrigés en appliquant la méthode de Kilian (1998) dite de « Bootstrap after bootstrap ». On présente dans une quatrième partie les résultats des principales variantes réalisées à partir de la nouvelle version de MZE.

I - Caractéristiques générales du modèle et principales nouveautés apportées par rapport à la version de 2003

I.1 Présentation générale du modèle MZE

MZE est un modèle macroéconométrique de taille modeste dans lequel la zone euro est appréhendée comme un ensemble agrégé. Il s'appuie sur les données des comptes nationaux trimestriels des États membres de la zone euro mises à disposition sur le site internet d'Eurostat. Le modèle raisonne sur l'activité économique agrégée de la zone (pas de désagrégation sectorielle) et distingue quatre types d'agents : les ménages, l'État, les entreprises et le reste du monde.

MZE comporte une cinquantaine d'équations définissant des équilibres comptables (lien entre valeurs, volumes et prix, définition d'agrégats intermédiaires) et une quinzaine d'équations comportementales.

En matière de modélisation des comportements, la structure de MZE est néoclassique à long terme et contient des éléments néo-keynésiens, comme dans la plupart des modèles macroéconométriques traditionnels utilisés dans l'administration économique. À court terme, l'activité est déterminée par la demande et l'ajustement des prix et des salaires est graduel. À long terme, les grands agrégats économiques vérifient des relations tirées de la théorie néoclassique. Toute équation comportementale est spécifiée sous forme d'un modèle à correction d'erreur. On cherche premièrement une relation de cointégration (par la méthode en deux étapes d'Engle-Granger) reliant la variable endogène modélisée à ses déterminants de long terme et dictée par la théorie économique. Les variations de la variable modélisée sont en outre expliquées par ses variations antérieures et des déterminants de court terme. Un mécanisme « à correction d'erreur » assure qu'au-delà de divergences temporaires, la variable modélisée tend à être tirée progressivement vers la relation de long terme sous le jeu d'une force de rappel plus ou moins puissante.

Le passage des comptes trimestriels en volumes à prix chaînés a eu pour conséquence de supprimer certaines propriétés d'additivité des volumes dans les comptes¹. Ceci a nécessité une réflexion sur l'adaptation de la partie du cadre comptable du modèle portant sur des volumes. Les choix méthodologiques très simples qui ont été faits sont expliqués en partie I.2. La structure du modèle n'en a pas été profondément affectée.

La période d'estimation retenue pour les équations de comportement a été notablement modifiée par rapport à la version du modèle datant de 2003. Cette dernière était estimée sur la période 1991-2001. Cette période d'estimation était trop courte pour assurer une stabilité suffisante des estimations au fur et à mesure de la publication des comptes trimestriels successifs. Dès lors, il a été décidé de réestimer le modèle sur des séries sensiblement plus longues, ce qui a nécessité une rétopolation de ces dernières bien en amont de 1991². Le modèle est désormais estimé sur la période allant du premier trimestre 1980 au deuxième trimestre 2008. Lors de la campagne de réestimation la plus récente, il a été décidé de ne pas inclure les deux derniers trimestres 2008, qui venaient pourtant d'être publiés à l'époque³. Opter pour une période d'estimation se terminant en plein éclatement de la crise

¹ Un volume annuel demeure la somme des volumes trimestriels de l'année correspondante. A contrario, pour un trimestre donné, un agrégat en volume à prix chaînés n'est plus strictement égal à la somme de ses composantes - cf. Insee (2007).

² Les séries rétopolées utilisées pour l'estimation couvrent les 13 pays de la zone euro au 31 décembre 2007 (Allemagne, Autriche, Belgique, Espagne, Finlande, France, Grèce, Irlande, Italie, Luxembourg, Pays-Bas, Portugal, Slovaquie). Elles ne contiennent donc pas les pays plus récemment entrés dans la zone euro, Chypre, Malte (2008) et la Slovaquie (2009). Ce défaut de couverture a un effet négligeable sur les résultats des estimations étant donné le faible poids cumulé de ces pays dans l'économie de la zone (0,6 % du PIB de la zone en 2006).

³ Une version intermédiaire du modèle réestimée en base 2000 et en volumes à prix chaînés jusqu'en 2006 a été utilisée temporairement. Puis le modèle a fait l'objet d'une seconde réestimation sur période plus longue avant la rédaction de ce papier. L'année 2008 était alors publiée.

financière aurait en effet risqué de perturber excessivement les estimations⁴. On a préféré rétropoler les séries historiques afin de stabiliser les estimations. La prise en compte des années antérieures à 1991, riches en événements susceptibles d'engendrer des changements de régime (réunification allemande, transition des pays d'Europe centrale et orientale, intégration européenne⁵, etc.) est risquée. Toutefois, la période d'estimation initiale 1991-2001 ne peut être non plus considérée comme homogène puisqu'elle contient la création de l'euro en 1999. Ainsi, plusieurs équipes de modélisation ont fait le même choix d'une période d'estimation relativement longue pour des modèles de la zone euro. C'est notamment le cas de la nouvelle version du modèle Area-Wide Model (AWM, cf. Christoffel et al., 2008).

Enfin, un travail méthodologique important a été réalisé sur la nouvelle version de MZE, qui a consisté à corriger partiellement certains biais d'estimation et à introduire des intervalles de confiance pour une lecture plus avertie des résultats variantiels du modèle. On reviendra en détail sur ces innovations méthodologiques effectuées au moyen de techniques de bootstrap dans la partie III.

1.2 Prise en compte dans le modèle MZE du passage des comptes nationaux aux volumes à prix chaînés

Depuis 2007, les comptes nationaux des États membres de la zone euro sont publiés en base 2000 et en prix chaînés. Les taux de croissance en volume sont désormais calculés en valorisant les quantités aux prix de l'année précédente. La structure des prix est ainsi mieux actualisée mais les séries de volumes deviennent alors dépendantes des prix. Le principal inconvénient de ce passage des comptes trimestriels aux volumes à prix chaînés est la perte d'additivité des volumes. Ainsi, un agrégat en volume (par exemple le PIB) n'est plus strictement égal à la somme de ses composantes, même s'il en est en général assez proche en pratique lorsqu'on se situe à des niveaux macroéconomiques - cf. Insee (2007).

Le cadre comptable de MZE contient six égalités additives en volume. Les cinq premières servent à définir des agrégats en volume qui ne sont pas disponibles sur le site d'Eurostat (balance commerciale, demande intérieure, demande finale, demande finale hors stocks, variation de stocks). Depuis le passage des comptes trimestriels des États membres de la zone euro en volumes à prix chaînés, ces cinq égalités constituent des approximations. Elles sont néanmoins conservées en l'état pour les raisons suivantes. D'une part, les séries intermédiaires nécessaires à un calcul rigoureux de ces cinq agrégats en volumes à prix chaînés ne sont pas publiques⁶. D'autre part, en dépit d'une homogénéisation certaine des méthodes comptables au sein de la zone euro, tous les États membres ne pratiquent pas strictement les mêmes méthodes de chaînage en comptabilité trimestrielle. En conséquence, il n'est pas possible (contrairement à ce qui a été fait pour le modèle Mésange de l'économie française⁷) d'appliquer un programme de chaînage rigoureusement valide pour l'ensemble de la zone euro. Enfin, le choix de définir ces cinq agrégats par approximation additive a l'avantage de conserver la structure quasi linéaire du modèle initial, souhaitable pour la réalisation d'exercices variantiels⁸.

La dernière identité comptable en volume est celle qui assure l'égalité comptable entre la définition du produit intérieur brut (le PIB, somme de la valeur ajoutée et des impôts nets des

⁴ L'autre option possible aurait consisté à réestimer le modèle plus tard, pour pouvoir inclure les trimestres de sortie de la phase intense de la crise. Il a été jugé préférable de disposer d'une version du modèle stabilisée plus tôt.

⁵ Grèce en 1981, Espagne et Portugal en 1986, Autriche et Finlande en 1995.

⁶ Ceux de ces agrégats qui ne prennent pas que des valeurs strictement positives ne peuvent être aisément calculés en volumes à prix chaînés.

⁷ Cf. Cabannes et al. (2010).

⁸ Le choix fait pour le modèle Mésange de conserver une version du modèle avec volumes à prix constants (strictement additifs en volumes, donc) pour réaliser des exercices variantiels ne peut pas être fait pour MZE compte tenu de la non disponibilité des séries trimestrielles avec volumes à prix constants au niveau européen.

subventions sur les produits) et la somme de ses composantes. En volume à prix chaînés, cette égalité n'est plus strictement vérifiée :

$$PIB \neq \text{Consommation} + \text{Dépenses publiques} + \text{Investissement} \\ + \text{Variations des stocks} + \text{Exportations} - \text{Importations}$$

Pour assurer la cohérence comptable, un résidu a été ajouté dans l'équation de définition du PIB, correspondant à l'écart entre le PIB et ses différentes composantes :

$$PIB = \text{Valeur ajoutée} + \text{Impôts} - \text{Subventions} + \text{Résidu comptable}$$

de sorte à rétablir formellement l'égalité comptable.

Le résidu comptable est très faible, au maximum de 0,3 % du PIB sur la période 1995T1-2008T2. Lors de la réalisation de variantes, il est maintenu constant.

Cette adaptation très simple du modèle MZE au passage des comptes trimestriels à des volumes à prix chaînés a été dictée en partie par des contraintes de non-disponibilité de séries intermédiaires. Des choix similaires ont été faits par d'autres équipes de modélisation travaillant sur des modèles non strictement nationaux, comme NiGEM. Ces choix ont aussi été guidés par l'utilisation principale du modèle : la réalisation d'exercices dits d'inversion du modèle pour la relecture des prévisions conjoncturelles en cours. Ces exercices n'utilisent pas le cadre comptable du modèle. Enfin, les approximations faites ont une portée bien plus faible pour un modèle sans désagrégation sectorielle comme MZE que pour un modèle à plusieurs secteurs. D'une part, les équations comptables en volume sont beaucoup moins nombreuses (aucune contrainte à satisfaire entre les agrégats macroéconomiques et leurs composantes sectorielles). D'autre part, comme on vient de l'indiquer, l'ampleur des approximations faites en conservant l'additivité des relations comptables en volume est en général très limitée lorsqu'on se situe à un niveau très agrégé.

1.3 Présentation des principales utilisations du modèle MZE

1.3.1 Inversion

Chaque trimestre, le Département de la Conjoncture de l'Insee établit des prévisions économiques pour la zone euro donnant lieu à la publication d'une Note ou d'un Point de conjoncture. L'exercice d'inversion consiste à comparer ces prévisions et le prolongement spontané du modèle MZE sur l'horizon de prévision. Il permet tester la cohérence entre les méthodes utilisées en prévision et celles correspondant à un modèle macroéconomique traditionnel.

L'exercice d'inversion part d'un scénario conjoncturel comprenant des hypothèses sur les variables exogènes et endogènes du modèle. Il consiste précisément à inverser les rôles entre les variables endogènes du modèle et les résidus des équations correspondantes ainsi qu'à calculer les résidus de chaque équation qui permettent de retrouver la valeur prise par la variable dans le scénario conjoncturel. Les équations comportementales sont ensuite « inversées » afin de simuler les résidus correspondants.

Un résidu élevé en valeur absolue indique alors une divergence entre le scénario conjoncturel et le prolongement spontané du modèle. Lorsqu'il y a divergence, le conjoncturiste est amené à remettre éventuellement en cause son diagnostic. Ce ne sera toutefois pas le cas si cette divergence peut être justifiée par des informations conjoncturelles utilisées dans les prévisions et non prises en compte dans le modèle. Cela a été le cas en décembre 2006, lorsque le scénario conjoncturel portant sur la consommation des ménages était de -0,2 % pour le premier trimestre 2007. La consommation en Allemagne était en effet anticipée à la baisse, conséquence d'une hausse de la TVA allemande à partir du 1er janvier 2007 : à l'effet de cette hausse sur le pouvoir d'achat du revenu, capté par le modèle, s'ajoutait le contrecoup des dépenses supplémentaires que

son anticipation par les ménages avait suscité au trimestre précédent, contrecoup qui ne pouvait être capté par le modèle. La consommation des ménages allemands représentant à l'époque près de 30 % de la consommation privée européenne, cette baisse devait entraîner un repli de la consommation de la zone euro. Or le comportement des ménages face à une augmentation de la TVA n'est pas retracé par le modèle MZE : les résidus de l'équation de consommation étaient donc anormalement élevés.

I.3.2 Post-Mortem

La deuxième utilisation du modèle MZE en lien avec le Département de la Conjoncture consiste en une relecture des prévisions effectuées l'année précédente. On utilise le modèle pour expliquer a posteriori les écarts entre ces prévisions et les évolutions économiques observées, une fois ces dernières disponibles dans les comptes trimestriels.

Concrètement, on sépare trois sources d'écarts entre prévisions et réalisations :

- **la révision des données des comptes trimestriels précédant l'horizon de prévision.** Les nouvelles séries des comptes sont incorporées en amont du modèle, ce qui fournit de nouvelles trajectoires économiques sur l'horizon de prévision.
- **l'erreur de prévision concernant les variables d'environnement international.** Ces variables, telles le taux de change de l'euro contre le dollar ou le prix du pétrole, sont exogènes dans MZE. Il est donc nécessaire de faire des hypothèses sur ces variables lors de l'exercice de prévision. Une fois connues, ce sont les valeurs observées qui sont intégrées lors de l'exercice de post-mortem. L'impact de cette révision sur l'économie constitue la deuxième source d'erreur.
- **l'erreur sur les comportements des agents économiques.** Ce dernier écart est calculé par solde des deux premiers. Il correspond aux erreurs captées dans les résidus des équations comportementales du modèle.

II - Les principaux comportements économiques modélisés dans MZE

Les principales équations de comportement du modèle MZE en fonctionnement normal sont présentées en annexe 2. On se borne ici à en rappeler les principes généraux sans chercher à présenter de manière exhaustive tous les comportements modélisés. Pour plus de détails sur les comportements présentés et plus d'exhaustivité sur l'ensemble des mécanismes modélisés, le lecteur pourra se référer à Beffy et al. (2003), dont la description du cadre théorique du modèle reste en grande partie valable dans le cas de la version réestimée du modèle. Enfin, le long terme de MZE est largement contraint par de nombreuses hypothèses économiques assurant la convergence du modèle selon un sentier de croissance équilibré. Par exemple, la consommation des ménages est étroitement associée au revenu disponible brut sur longue période.

Les variables auxquelles il est fait référence dans cette partie sont définies en annexe 1. Par convention, un nom de variable commençant par une minuscule désigne un logarithme, tandis qu'un nom de variable commençant par une majuscule désigne un niveau. Les lettres grecques désignent des paramètres positifs.

La consommation des ménages

À long terme, la consommation des ménages dépend du revenu disponible brut (Rdb), du taux d'intérêt réel et de l'inflation. La consommation est indexée de manière unitaire sur le Rdb pour assurer un sentier de croissance équilibrée. En théorie, une baisse du taux d'intérêt réel a un effet indéterminé sur la consommation : d'une part, elle entraîne une diminution du taux d'épargne en rendant moins rentable le renoncement à la consommation courante (effet de substitution)⁹ ; d'autre part, elle peut induire un accroissement d'épargne pour compenser la moindre rémunération du patrimoine consécutive à la baisse des taux (effet revenu). Pour la zone euro, les estimations réalisées, ainsi que celles de Beffy et al. (2003), indiquent que le premier effet l'emporte.

À court terme, on retrouve les mêmes déterminants que ceux retenus pour le long terme. Dans la nouvelle version du modèle, on notera que le Rdb est remplacé par la masse salariale dans la dynamique de court terme : la consommation des ménages semble plus immédiatement réactive à un changement de la masse salariale qu'à celui des autres composantes du Rdb. La variation du taux de chômage, qui figurait dans la spécification de 2003 pour traduire les comportements d'épargne de précaution, a été écartée car elle ne sort pas significativement sur période plus longue.

Les variations des stocks

Les variations des stocks permettent d'amortir les fluctuations de la demande et d'éviter les ruptures de stocks. À court terme, les variations des stocks représentent la révision des anticipations des entrepreneurs faisant face à des chocs imprévus ou à des difficultés d'accumuler ou de liquider les stocks rapidement. Dans MZE, les variations de stocks sont donc modélisées en fonction de leurs variations passées et des variations de la demande finale hors stocks.

La fonction de production et les demandes de facteurs

La fonction de production est une fonction Cobb-Douglas à rendements d'échelle constants. Le taux de croissance annuel de la productivité globale des facteurs est désormais estimé à 0,4 % par an, contre 0,9 % dans le modèle précédent estimé sur 1991-2001. Cela est dû en partie au ralentissement de la productivité au cours des années récentes. À long terme, compte tenu de la forme fonctionnelle retenue pour la fonction de production, l'emploi est parfaitement indexé sur la valeur ajoutée diminuée du salaire réel. Symétriquement, l'investissement doit satisfaire l'égalité entre sa productivité et le coût réel du capital

⁹ et secondairement en réduisant la charge des intérêts pour les ménages endettés à taux variable.

(approché par le taux d'intérêt réel à 10 ans). La dynamique de court terme contient un effet d'accélérateur : l'investissement apparaît comme un amplificateur du cycle de demande en reagissant fortement à la croissance du PIB.

Le prix de valeur ajoutée

Les entreprises en situation de concurrence monopolistique calculent leur coût du travail de long terme en fonction du salaire et de la productivité globale des facteurs (*pgf*) et adaptent leur taux de marge en fonction des déséquilibres constatés sur le marché des biens, ces derniers étant approchés par le taux d'utilisation des capacités de production¹⁰ (*tuc*). L'équation fait également apparaître la part de la rémunération du travail dans la valeur ajoutée α , estimée à 0,64.

$$Pva = w - \frac{1}{\alpha} pgf + \frac{1-\alpha}{\alpha} tuc$$

À court terme, le prix de la valeur ajoutée (*Pva*) est imparfaitement indexé sur les salaires. Cette sous-indexation se traduit par un coefficient relatif à l'inflation salariale inférieur à l'unité. Contrairement à la version précédente du modèle, le prix à la valeur ajoutée dépend du prix d'importation, positivement. L'ampleur de cet effet prix reste toutefois très modéré.

Les salaires

La modélisation de la boucle prix-salaires revêt une importance primordiale. C'est elle en effet qui permet de passer, lors de la réponse à un choc, des effets de court terme à l'équilibre de long terme du modèle. Deux modélisations sont envisageables pour les salaires. La première consiste à postuler une courbe de Phillips, c'est-à-dire une relation empirique entre les évolutions du salaire réel et le taux de chômage, soit :

$$\Delta(w - pc) = -\beta U + \lambda$$

Le cas échéant, l'estimation de cette relation peut conduire à relâcher la contrainte théorique à long terme d'indexation unitaire des salaires nominaux sur les prix à la consommation.

La seconde adopte une spécification WS-PS (Wage setting - Price setting) et fait résulter le salaire d'une négociation entre l'employeur et ses employés :

$$w = wedge + pc + pgf / \alpha - \beta U$$

où *w* est le salaire nominal, *pc* le prix à la consommation, *wedge* le coin fiscal-social (taux de cotisations sociales assises sur le salaire et taux d'imposition sur le revenu), *U* le taux de chômage et *pgf* la productivité globale des facteurs.

Le choix de modélisation des salaires n'est pas neutre et peut être discuté. La courbe WS bénéficie de fondements microéconomiques¹¹ mais induit mécaniquement une relation positive entre niveau des prélèvements sociaux et niveau du taux de chômage de long terme, ce qui fait l'objet de discussions. Empiriquement, pour la zone euro, il est apparu difficile d'obtenir une estimation robuste d'une relation de Phillips, peut-être en partie du fait du rapprochement d'une série stationnaire (la variation du logarithme du salaire réel) et d'une série que les tests statistiques désignent comme intégrée d'ordre 1 (le taux de chômage). Pour les résultats variantiels présentés dans la suite du papier, on retient donc une spécification WS. Dans ce cadre, l'indexation à court terme du salaire sur le prix à la consommation est plus faible que dans la version du modèle de 2003 : elle est désormais de l'ordre de 0,51 contre une indexation quasi unitaire auparavant.

¹⁰ Rapport des capacités de production effectivement mobilisées pour la production et de l'ensemble des capacités de production potentiellement disponibles à une date donnée. La série de *tuc* pour la zone euro est calculée par agrégation des *tuc* extraits des enquêtes nationales de conjoncture dans l'industrie.

¹¹ Bonnet et Mahfouz (1996) soulignent néanmoins que le cadre théorique de la courbe de Phillips et celui de la relation WS ne sont pas fondamentalement si éloignés.

Le taux de chômage

Le taux de chômage d'équilibre est obtenu en rapprochant les équations de long terme de salaire et de frontière des prix des facteurs¹². Dans le cadre d'une spécification de type WS-PS, il s'exprime comme suit, en fonction notamment des prélèvements sociaux (*wedge*) et des termes de l'échange intérieur (rapport du prix de consommation Pc au prix de valeur ajoutée Pva) et du taux d'utilisation des capacités¹³ :

$$u^* = \left[(pc - pva) + wedge + \frac{\alpha}{1-\alpha} tuc \right] / \beta$$

Du côté de l'offre de travail, on modélise l'évolution de la population active, qui dépend de l'évolution démographique (population en âge de travailler) et pour partie également des conditions sur le marché du travail (population en emploi).

Le bloc de commerce extérieur

Le bloc de commerce extérieur du modèle comprend la modélisation des échanges extérieurs (exportations et importations) en volumes et en prix. Dans la version initiale de MZE, la modélisation du commerce extérieur privilégiait la rigueur conceptuelle pour ne considérer que les échanges extra-zone. En pratique, cette rigueur se faisait malheureusement au prix d'un défaut de couverture car les données de commerce extra-zone diffusées par Eurostat ne couvrent que les biens. Dans la version réestimée de MZE, deux options sont proposées suivant l'utilisation du modèle. Pour les exercices conjoncturels, il paraît essentiel de prendre en compte l'ensemble des biens et services pour décrire les dynamiques de court terme. Le modèle est donc estimé sur l'agrégat biens et services, intégrant à la fois les échanges extra-zone et intra-zone. À l'inverse, pour les exercices variantiels, pour lesquels la rigueur conceptuelle est centrale, seuls les échanges extra-zone disponibles sont pris en compte dans l'estimation. Dans ce dernier cas, les prix associés aux échanges extra-zone présentant des évolutions parfois très heurtées, l'indice de prix des échanges extra zone est approché par l'indice de prix des échanges extra et intra zone, plus lisse. Sauf mention contraire, les indications relatives aux équations du bloc extérieur dans la suite du papier portent sur la modélisation extra-zone.

À long terme, l'élasticité des exportations à la demande mondiale est contrainte à l'unité, afin d'assurer l'existence à très long terme d'un sentier de croissance équilibré. L'élasticité des exportations à la compétitivité-prix à l'exportation est contrainte à 0,60 pour satisfaire la condition de Marshall-Lerner¹⁴. Ce sont les mêmes facteurs qui jouent à court terme : la demande mondiale et la compétitivité-prix. L'équation portant sur les importations est construite de manière symétrique. Les deux principaux déterminants des volumes d'importations de biens à long terme sont la demande intérieure et la compétitivité-prix à l'importation. On retrouve les mêmes variables pour les ajustements de court terme. Le prix d'exportation (resp. d'importation) est modélisé comme la moyenne géométrique du coût salarial unitaire (resp. du prix de valeur ajoutée) et d'un prix de référence étranger. Une variable représentative de la part croissante des pays émergents dans le commerce mondial, identique à celle utilisée dans les deux versions du modèle Mésange (cf. Klein et Simon 2010 et Cabannes et al. 2010), figure également dans ces équations pour prendre en compte la concurrence croissante des pays à bas coûts, qui induit une pression à la modération des prix des échanges¹⁵. Enfin, le solde de la balance commerciale en biens (en

¹² La frontière des prix des facteurs est l'équation qui relie les rémunérations du capital et du travail après maximisation de la fonction de production.

¹³ Ce dernier s'écrit également comme le coût réel du capital (en logarithme, à une constante près) compte tenu de la condition du premier ordre dans la maximisation du profit en fonction du capital (Beffy et al., 2003).

¹⁴ La condition de Marshall-Lerner assure l'existence d'une « courbe en J », selon laquelle une dévaluation a un impact d'abord négatif puis positif sur le solde de la balance commerciale. Cette condition est vérifiée lorsque la somme des élasticité-prix des exportations et des importations en valeur absolue est supérieure à 1.

¹⁵ Cette variable n'est pas redondante dans la mesure où le prix de référence étranger également présent dans chaque équation de prix est défini sur un champ restreint de pays, majoritairement des vieux pays industrialisés (pour lesquelles des séries fiables de prix d'échanges sont disponibles sur suffisamment longue période).

volume) est estimé en fonction du solde de la balance commerciale tous biens et services (en volume).

Les prix de demande

Les prix à la consommation et d'investissement sont, à long terme, une moyenne géométrique des prix intérieurs (prix de la valeur ajoutée) et des prix extérieurs (prix des importations). Faute de données sur la TVA par produit, on fait l'hypothèse que les taxes sur les produits ne concernent que la consommation. Les chocs de TVA transitent donc uniquement via le prix à la consommation.

Les variables financières

Le taux d'intérêt à long terme (taux à 10 ans) fait l'objet d'une modélisation. À long terme, il s'exprime comme une moyenne du taux d'intérêt à court terme (à 3 mois) et de l'inflation. À court terme figurent les variations du taux court, de la valeur ajoutée et de l'inflation. Le déficit public exprimé en point de PIB ne figure plus dans la spécification retenue, faute d'adéquation aux données.

En fonctionnement normal, seul le taux d'intérêt à long terme est modélisé. Il est également possible de modéliser en option le taux à 3 mois. On spécifie alors une fonction de réaction de la Banque centrale européenne. Dans son article de 1993, J. Taylor proposait de décrire le taux directeur réel d'une banque centrale (la Réserve Fédérale américaine dans son cas) comme une moyenne pondérée de l'écart entre productions effective et potentielle (ou *output gap*) et de l'écart entre l'inflation observée et l'inflation cible de la Banque.

$$R_t - \Pi_t = \bar{R} + 0,5(\Pi_t - \bar{\Pi}) + 0,5(Y_t - \bar{Y}_t) \quad (\text{règle de Taylor})$$

où R_t représente le taux directeur de la banque centrale (assimilé au taux d'intérêt à court terme), Π_t le taux d'inflation courant, $Y_t - \bar{Y}_t$ l'output gap, \bar{R} le taux d'intérêt réel d'équilibre et $\bar{\Pi}$ l'objectif d'inflation de long terme. Cette formulation suppose que le taux d'intérêt réel s'ajuste aux déviations de l'inflation par rapport à son sentier stationnaire et au creusement de l'écart de production. Lorsque l'activité est à son potentiel et que l'inflation est stabilisée, le taux d'intérêt réel est égal par définition au taux réel neutre de l'économie.

Cette règle initiale est usuellement augmentée d'un terme de retard qui prend en compte l'ajustement progressif des taux d'intérêt directeurs en réponse aux évolutions conjoncturelles. On reprend ainsi la règle de Taylor inertielle avec anticipations adaptatives de Befy et al. (2003) :

$$R_t = (1 - 0,85) \left[\bar{R} + \Pi_t + (\Pi_t - \bar{\Pi}) + 0,3(Y_t - \bar{Y}_t) \right] + 0,85 R_{t-1}$$

Le coefficient correspondant à la prise en compte des pressions inflationnistes est égal à 1. Il est supérieur à celui correspondant à l'écart de production (égal à 0,3), ce qui est conforme à la priorité donnée par la BCE à la stabilité des prix.

L'environnement international

L'environnement international de la zone euro est considéré comme exogène, en particulier la demande mondiale adressée à la zone, les prix des produits étrangers concurrençant les exportations européennes et les prix des matières premières. Le taux de change euro contre dollar est également considéré comme exogène dans le modèle. L'utilisation du modèle en variante permet tout particulièrement d'évaluer les effets des chocs affectant cet environnement international (change euro contre dollar, prix du pétrole, demande mondiale) sur l'économie de la zone.

III - Des méthodes de bootstrap permettent de calculer des intervalles de confiance pour les variantes

L'analyse des résultats de variantes est considérablement enrichie si l'on dispose d'éléments (les intervalles de confiance) pour évaluer leur degré de précision et, plus particulièrement, apprécier la significativité des écarts au scénario central¹⁶. L'élaboration de ces intervalles de confiance a fait l'objet d'un investissement spécifique pour cette nouvelle version du modèle.

III.1 Principe général

Le calcul des intervalles de confiance pour les variantes de modèles macroéconométriques traditionnels est moins documenté que pour les fonctions d'impulsion-réponse de modèles vectoriels autorégressifs (VAR). Les modèles macroéconométriques traditionnels sont en effet généralement de plus grande taille et ne sont pas strictement linéaires. Le calcul d'intervalles de confiance est dans ce cas beaucoup plus lourd, voire peu envisageable dès que les modèles dépassent une certaine taille¹⁷. Les méthodes utilisées sont pour la plupart inspirées de l'approximation asymptotique de Lütkepohl (1990), de la procédure paramétrique de Monte Carlo initiée par Doan (1990) ou de la méthode de bootstrap non paramétrique proposée par Runkle (1987). La méthode de Lütkepohl (1990) consiste à calculer formellement des intervalles de confiance en exploitant les propriétés asymptotiques des modèles VAR ; elle est difficilement adaptable aux gros modèles macroéconométriques, qui ont une structure plus complexe que celle des modèles VAR. On s'en tiendra donc aux méthodes de bootstrap, plus adaptées à la structure du modèle zone euro.

Le principe du bootstrap pour le calcul d'intervalles de confiance pour les résultats variantiels des modèles économétriques est le suivant. Les coefficients de court terme des équations économétriques du modèle considéré sont estimés avec une certaine imprécision. L'incertitude sur les coefficients se reporte sur les résultats des variantes : si l'on connaissait la vraie valeur des coefficients, les résultats variantiels seraient parfaitement précis. L'idée du bootstrap est donc d'obtenir un grand nombre de jeux de coefficients et de simuler des variantes à partir de chacun de ces jeux de coefficients. On déduit de cet ensemble de résultats variantiels simulés un intervalle de confiance¹⁸ pour la variante de référence¹⁹. Pour obtenir un grand nombre de jeux de coefficients, les équations du modèle sont estimées en utilisant à chaque fois des variables endogènes légèrement différentes, générées à partir du modèle en utilisant de nouveaux résidus. Ces nouveaux résidus sont tirés aléatoirement dans l'ensemble des résidus obtenus lors de la première estimation du modèle²⁰ (bootstrap non paramétrique).

Concrètement, on estime dans un premier temps l'ensemble des équations du modèle par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) et on garde en mémoire les séries de résidus \hat{u} et les coefficients estimés $\hat{\beta}$ (**étape i**). À chaque date t (entre 1 et T) de la période d'estimation correspond un vecteur de 15 résidus $\{\hat{u}_{1t}, \hat{u}_{2t}, \dots, \hat{u}_{15t}\}$ (un résidu par équation économétrique du modèle).

Pour former un nouveau jeu de résidus, on tire à chaque date, avec remise, un vecteur de résidus parmi l'ensemble des T réalisations, chaque trimestre de la période d'estimation correspondant à une réalisation (**étape ii**). On ne se soucie donc pas d'une possible

¹⁶ Le scénario central décrit la trajectoire de l'économie de la zone euro en l'absence de choc.

¹⁷ L'innovation méthodologique réalisée pour le modèle MZE a été rendue possible par sa taille réduite.

¹⁸ Cette méthode est donc moins exigeante. Une explication détaillée sur l'utilisation des intervalles de confiance présentés ici figure dans Runkle (1987).

¹⁹ c'est-à-dire la variante réalisée sur le modèle dont le jeu de coefficients est celui des coefficients estimés.

²⁰ Pour former un nouveau jeu de résidus, on tire à chaque date, avec remise, un vecteur de résidus parmi l'ensemble des réalisations, chaque trimestre de la période d'estimation correspondant à une réalisation.

corrélation entre les résidus : si les résidus sont corrélés entre eux, on capte cette corrélation car ils ne sont pas tirés de façon indépendante, mais au contraire simultanément.

Une fois que l'on dispose de nouvelles séries de résidus, on simule le modèle sur la période d'estimation pour obtenir les séries d'endogènes correspondant aux nouvelles séries de résidus (**étape iii**). On utilise les valeurs observées des endogènes (ie. : les valeurs issues des comptes nationaux) pour initialiser les simulations.

Les équations sont ensuite réestimées à partir de ces nouvelles séries d'endogènes. À cette étape, seuls les coefficients de court terme des équations à correction d'erreurs (et les forces de rappel) sont réestimés : les coefficients de long terme obtenus à partir des variables observées sont fixés comme paramètres (**étape iv**). Ces coefficients sont en effet usuellement très ancrés dans la théorie et majoritairement contraints dans le modèle MZE.

Les nouveaux coefficients servent ensuite à projeter le modèle, à partir de la dernière date observée (2008T2) et à un horizon d'environ 500 trimestres. Les variables exogènes sont au préalable prolongées selon les hypothèses habituelles (taux de change fixe, demande mondiale évoluant au rythme de la démographie et du progrès technique, etc.). Le jeu de variables qui résulte de cette simulation est appelé « compte central ». Une deuxième projection est ensuite réalisée où seule la valeur d'une variable exogène est modifiée (il s'agit d'une variante analytique simple). On considère par exemple une variante correspondant à un choc permanent de 1 % sur la demande mondiale. À partir de la date de début de simulation, la valeur de la demande mondiale est, chaque trimestre, supérieure de 1 % à la valeur qu'elle prend dans le compte central. Le jeu de variables obtenu à partir de cette deuxième projection est appelé « compte variantiel ». Pour connaître l'effet sur le PIB d'une hausse de 1 % de la demande mondiale, on calcule le rapport entre sa valeur dans le compte variantiel et sa valeur dans le compte central²¹ (**étape v**).

L'ensemble des étapes présentées ci-dessus (du tirage des résidus au calcul du compte variantiel) est répété 1000 fois (on désignera par $l=1000$ le nombre d'itérations). On dispose ainsi d'une variante de référence (réalisée avec les « vrais » coefficients estimés à partir des variables observées) et de 1000 variantes simulées à partir d'autant de jeux de coefficients différents. Les intervalles de confiance à 95 % des résultats variantiels de référence sont obtenus en écartant, à chaque date, les 2,5 % des valeurs les plus faibles et les 2,5 % des valeurs les plus fortes parmi les résultats des 1000 variantes simulées²² (**étape vi**).

Les différentes étapes de l'algorithme du bootstrap non paramétrique peuvent donc être résumées ainsi :

- i. Estimer l'ensemble des équations du modèle par les MCO et garder en mémoire les séries de résidus \hat{u} et les coefficients estimés $\hat{\beta}$.

Itérer un grand nombre de fois (par exemple $l=1000$ fois) les étapes (ii) à (v) suivantes :

- ii. Générer, à chaque itération i , un nouveau jeu de résidus \hat{u}_i^* , en tirant avec remise des vecteurs de résidus dans leur distribution empirique.
- iii. Simuler le modèle sur la période d'estimation en utilisant les nouvelles séries de résidus \hat{u}_i^* et les variables exogènes observées. Sauvegarder les séries d'endogènes Y_i^* ainsi obtenues.

²¹ Pour les variables en niveau et non en logarithme, comme le taux de chômage, on calcule non pas le rapport entre le compte variantiel et le compte central, mais la différence entre ces deux grandeurs.

²² On calcule ici des intervalles de confiance locaux : on retire 5 % des simulations à chaque date. Pour calculer des intervalles de confiance globaux, il faudrait retirer 50 des 1000 variantes simulées (si une variante est écartée à une date, elle est écartée à toutes les dates). Un intervalle de confiance global est nécessairement plus large qu'un intervalle de confiance local.

- iv. Réestimer l'ensemble des équations du modèle en utilisant les nouvelles séries d'endogènes. Sauvegarder le nouveau jeu de coefficients $\hat{\beta}_i^*$.
- v. Effectuer une variante : créer tout d'abord un compte central, en projetant le modèle sur longue période à partir des coefficients obtenus à l'étape (iv) ; les exogènes sont prolongées de telle sorte que le modèle puisse converger selon un sentier de croissance équilibrée. Créer ensuite un compte variantiel en utilisant les mêmes données à l'exception d'une variable exogène dont la valeur est choquée. L'effet du choc sur les variables endogènes du modèle est obtenu en calculant le rapport ou la différence entre les valeurs de ces variables dans le compte central et dans le compte variantiel (selon que ces variables sont exprimées en logarithme ou en niveau).
- vi. Une fois que l'on dispose de 1 000 résultats variantiels, écarter à chaque date les 5 % de résultats les plus extrêmes et en déduire un intervalle de confiance à 95 %.

La méthode implémentée nécessite qu'on ne maintienne qu'une hypothèse *a priori* sur la distribution des résidus : le vecteur des résidus ne doit pas être auto-corrélé.

III.2 Premiers résultats : mise en évidence de biais

Les premiers résultats obtenus à partir de cette procédure de bootstrap non paramétrique ont révélé l'existence d'un biais dans l'estimation des coefficients du modèle. Comme Sims et Zha (1999), on a en effet pu constater que nos résultats variantiels se situaient parfois légèrement en dehors de leur intervalle de confiance à 95 %.

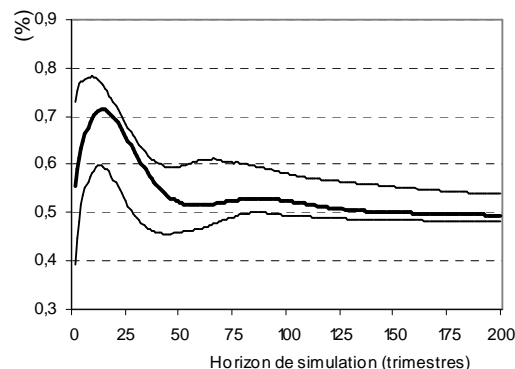
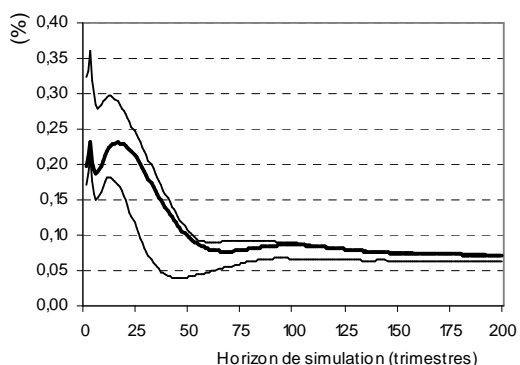
À titre d'exemple, on reproduit ici la réponse trimestre par trimestre de quatre des principales variables endogènes du modèle à un choc permanent de 1 % sur la demande mondiale (cf. graphiques 1). Chacun des résultats variantiels est assorti d'un intervalle de confiance à 95 % calculé par la méthode de bootstrap non paramétrique. On constate que les résultats variantiels de référence (courbes en gras) sont très souvent au bord de leur intervalle de confiance (notamment pour l'effet à long terme d'un choc de demande mondiale sur le PIB de la zone euro).

Sims et Zha (1999), dans un article traitant du calcul d'intervalles de confiance pour les variantes de modèles linéaires dynamiques, ont été confrontés au même problème. Ils ont constaté que leurs résultats variantiels étaient parfois légèrement en dehors des intervalles de confiances calculés avec la méthode de Monte Carlo. Ils ont conclu que les coefficients estimés en première étape (à partir des variables observées) étaient biaisés et que ce biais se répercutait sur chacun des jeux de coefficients simulés par la suite. En effet, si les coefficients estimés n'étaient pas biaisés, ils permettraient en moyenne de reproduire les vraies valeurs des endogènes, même après rééchantillonnage des résidus. L'espérance des coefficients estimés à partir des endogènes simulées serait donc égale à la valeur des coefficients estimés et la moyenne des résultats variantiels serait identique aux résultats de la variante de référence. Autrement dit, l'intervalle de confiance devrait être centré autour de la variante de référence. Il serait donc très improbable que les résultats de la variante de référence se situent en dehors de leurs intervalles de confiance, voire au voisinage d'une de leurs limites.

Graphiques 1 : Effets d'une hausse de 1 % de la demande mondiale dans MZE : résultats obtenus en l'absence de correction des biais affectant les coefficients estimés du modèle

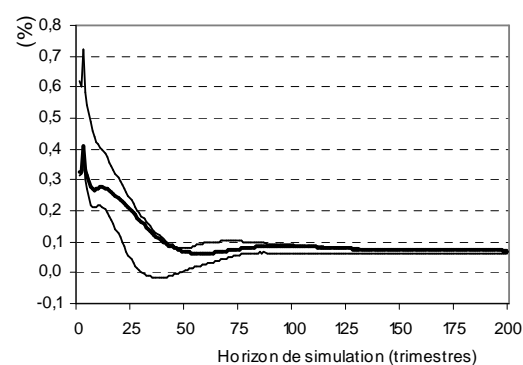
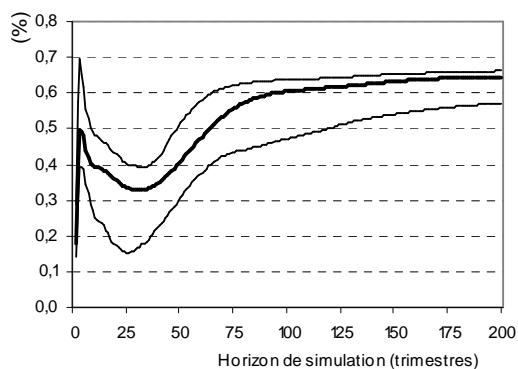
PIB - Bootstrap non paramétrique

Exportations de biens - Bootstrap non paramétrique



Importations de biens - Bootstrap non paramétrique

Investissement - Bootstrap non paramétrique



Source : Calculs des auteurs.

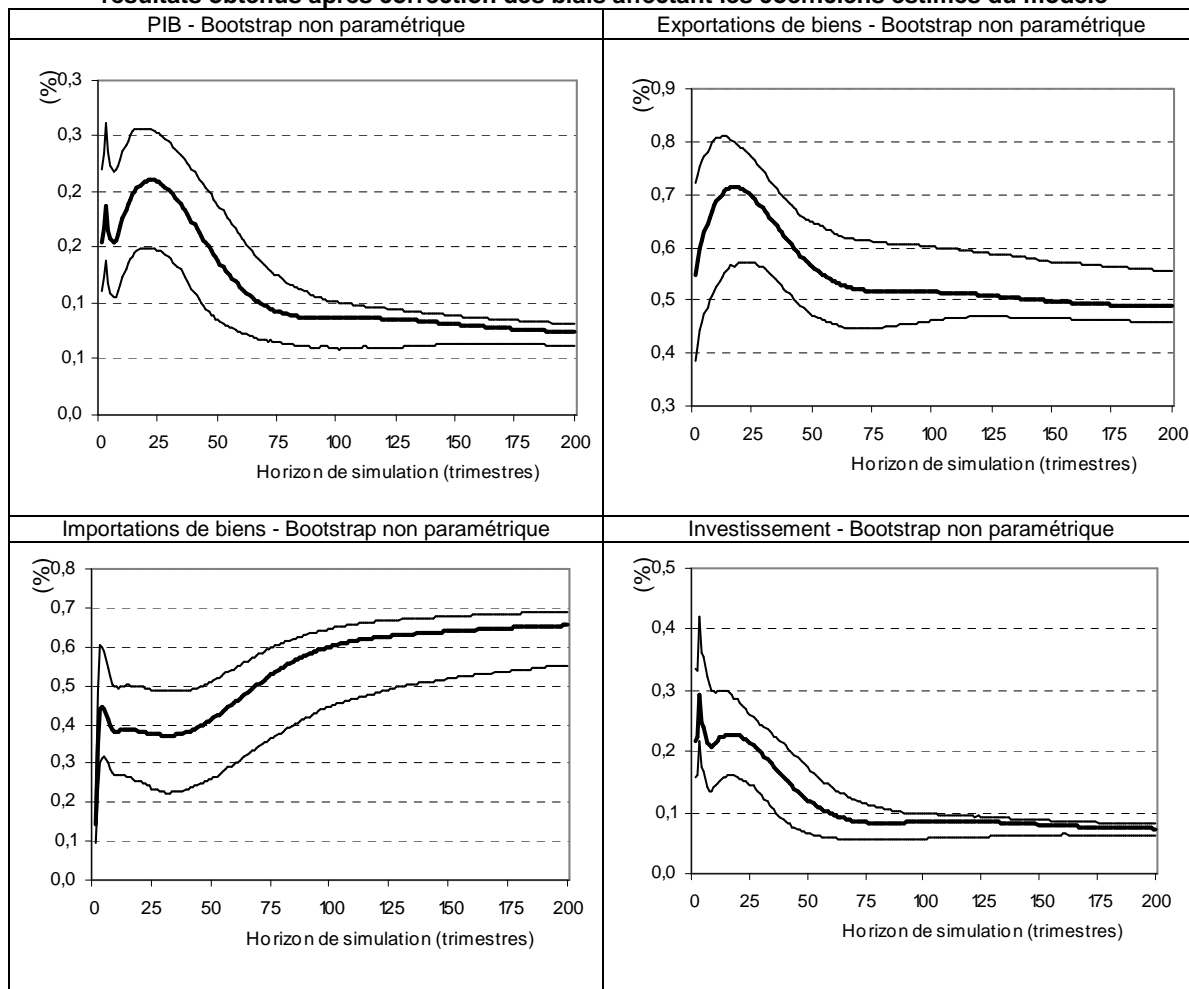
Note de lecture : la courbe épaisse représente la réponse de la variable endogène à un choc permanent de 1 % de la demande mondiale et les deux courbes fines représentent les bornes inférieure et supérieure de l'intervalle de confiance à 95 % de la variante de référence.

III.3 Calcul d'intervalles de confiance

Kilian (1998) a, lui aussi, été confronté à ce problème de biais d'estimation des coefficients : le biais était causé par la taille trop réduite des séries dont il disposait. Il a donc proposé une méthode de « bootstrap after bootstrap » pour corriger le biais affectant ses coefficients estimés. Cette méthode de correction de biais de petit échantillon a par la suite été répliquée par Sims et Zha (1999) puis par Fair (2003). Elle se déroule en deux étapes. La première étape consiste à estimer le biais affectant chaque coefficient estimé, à l'aide de la moyenne des jeux de coefficients obtenus par la méthode de bootstrap décrite ci-dessus. En théorie, cette moyenne devrait correspondre à l'estimateur observé si ce dernier était sans biais. En pratique, il existe un écart entre les deux, qui est un indicateur approximatif de l'ampleur des biais. On déduit alors un nouvel estimateur en retranchant de l'estimateur initial cet écart. La seconde étape consiste à dérouler l'algorithme du bootstrap pour le calcul des intervalles de confiance en corrigeant du biais les coefficients lors de chacune des 1000 itérations effectuées. Cette méthode de correction partielle appliquée au modèle zone euro permet d'éviter à la variante de référence d'être trop excentrée par rapport aux bornes de l'intervalle de confiance. Les coefficients ainsi corrigés ont cependant une variance plus élevée, ce qui se traduit par des intervalles de confiance plus larges. Ces intervalles restent cependant suffisamment étroits pour garantir la significativité des résultats variantiels (cf. graphiques 2).

Enfin les intervalles de confiance calculés par bootstrap paramétrique sont très proches de ceux issus de la méthode non-paramétrique.

Graphiques 2 : Effets d'une hausse de 1 % de la demande mondiale dans MZE : résultats obtenus après correction des biais affectant les coefficients estimés du modèle



Source : Calculs des auteurs

Note de lecture : la courbe épaisse représente la réponse de la variable endogène à un choc permanent de 1 % de la demande mondiale et les deux courbes fines représentent les bornes inférieure et supérieure de l'intervalle de confiance à 95 % de la variante de référence.

III.3.1 Évaluation des biais des coefficients

La méthode mise en œuvre consiste à corriger l'estimation des paramètres du modèle d'un biais de petit échantillon. En revanche, elle est sans effet sur d'autres biais qui restent présents asymptotiquement, tels que les biais de simultanéité, que nous négligeons dans la suite.

Pour un modèle autorégressif estimé sur T périodes, le biais de petit échantillon s'écrit

$$E\left(\hat{\beta} - \beta\right) = \underbrace{\frac{b(\hat{\beta})}{T}}_{=\Psi} + O\left(\frac{1}{T^{3/2}}\right) \quad (\text{cf. Kilian 1998}). \text{ Il décroît donc en } 1/T \text{ mais dépend,}$$

théoriquement, de l'estimateur $\hat{\beta}$ considéré. Néanmoins, un développement de Taylor permet de montrer que la différence entre deux biais de petit échantillon, obtenus pour deux

estimateurs $\hat{\beta}_1$ et $\hat{\beta}_2$, décroît en $\frac{1}{T^{3/2}}$. Cette différence est donc négligeable par rapport au biais lui-même lorsque T est suffisamment grand et lorsque le développement de Taylor est justifié ($\hat{\beta}$ proche de β). En pratique, ce résultat va nous permettre de considérer que le biais Ψ qui caractérise l'estimateur $\hat{\beta}$ est le même que celui qui caractérise les estimateurs $\hat{\beta}^*$ obtenus à chaque itération du bootstrap.

Nous détaillons à présent la méthode de bootstrap mise en œuvre. On cherche un jeu $\tilde{\beta}$ de coefficients à partir desquels le modèle peut simuler les séries d'endogènes observées même après rééchantillonnage des résidus correspondant à $\tilde{\beta}$: l'espérance des endogènes simulées à partir de $\tilde{\beta}$ sur période historique doit donc être égale aux valeurs observées de ces variables endogènes.

L'intuition de la méthode est la suivante : on peut vérifier si le vecteur $\hat{\beta}$ des coefficients estimés par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) est biaisé, en simulant N fois le modèle avec ces coefficients et un rééchantillonnage des résidus correspondants. Ce vecteur de coefficients est biaisé si et seulement si ces simulations ne permettent pas de retomber en moyenne sur les variables endogènes d'origine. Dans ce cas, une estimation par la méthode des MCO des N modèles simulés fournit N jeux de coefficients différents de l'estimation par MCO obtenue avec les variables endogènes d'origine. L'écart $\hat{\Psi}$ entre le vecteur moyen de coefficients correspondant à N tirages et le vecteur estimé initial $\hat{\beta}$ fournit donc une estimation du biais de petit échantillon de ce dernier sur les vrais coefficients.

Retranchons ce biais estimé au vecteur des coefficients initialement estimé. En simulant à nouveau N fois le modèle avec les coefficients ainsi obtenus ($\hat{\beta} - \hat{\Psi}$) qu'on appellera « coefficients corrigés partiellement du biais » et un rééchantillonnage des résidus correspondants, puis en répétant les opérations décrites dans le paragraphe précédent (mais à partir de $\hat{\beta} - \hat{\Psi}$ et non de $\hat{\beta}$), on obtient cette fois une moyenne des N vecteurs de coefficients estimés sur les nouveaux modèles simulés égale à l'estimateur initial. Ainsi, les coefficients « corrigés partiellement du biais » sont bien les coefficients compatibles avec les résultats d'estimation.

III.3.2 Calcul des intervalles de confiance à partir des coefficients corrigés des biais

Après application de la méthode d'évaluation des biais, on dispose d'un jeu $\tilde{\beta}$ de coefficients partiellement corrigés de leur biais. Il est alors possible de calculer des intervalles de confiance après correction.

La procédure à suivre pour appliquer la méthode de Kilian de calcul d'intervalles de confiance pour les résultats de variantes avec correction partielle des biais affectant les coefficients estimés initiaux du modèle est détaillée ci-dessous.

- i. Estimer l'ensemble des équations du modèle par les MCO et garder en mémoire les résidus \hat{u} et les coefficients estimés $\hat{\beta}$.

Itérer un grand nombre de fois (par exemple 1000 fois) les étapes (ii) à (iv) suivantes :

- ii. Générer, à chaque itération i , un nouveau jeu de résidus \hat{u}_i^* en tirant des vecteurs de résidus de façon aléatoire, avec remise, dans leurs réalisations (bootstrap non paramétrique).
- iii. Simuler le modèle sur la période d'estimation en utilisant les nouvelles séries de résidus \hat{u}_i^* et les variables exogènes observées.
- iv. Réestimer l'ensemble des équations du modèle en utilisant les nouvelles séries d'endogènes. Sauvegarder le nouveau jeu de coefficients, noté $\hat{\beta}_i^*$.
- v. Calculer la moyenne des 1000 vecteurs de coefficients estimés, qu'on notera $\bar{\hat{\beta}}^*$. L'estimation par bootstrap du vecteur des biais sur les coefficients estimés est définie par $\hat{\Psi} = \bar{\hat{\beta}}^* - \hat{\beta}$.
- vi. Réestimer les constantes de chaque équation du modèle en utilisant le vecteur de coefficients (hors constantes) ($\hat{\beta} - \hat{\Psi}$). De cette façon, les résidus du modèle seront toujours centrés. On note $\tilde{\beta}$ le vecteur des coefficients valant ($\hat{\beta} - \hat{\Psi}$) exception faite des constantes, qui ont été recalculées de telle sorte que les résidus soient centrés. Le vecteur des biais estimés (avec constantes ajustées) est $\theta = \hat{\beta} - \tilde{\beta}$.
- vii. « Caler » le modèle : calculer les résidus \tilde{u} du modèle sur la période d'estimation, à partir des vraies endogènes et des coefficients $\tilde{\beta}$.

Itérer un grand nombre de fois les étapes (viii) à (xi) suivantes :

- viii. Générer un nouveau jeu de résidus \tilde{u}_i^* (bootstrap non paramétrique à partir de \tilde{u}).
- ix. Simuler le modèle sur la période d'estimation en utilisant les nouvelles séries de résidus \tilde{u}_i^* et les variables exogènes observées. Sauvegarder les séries d'endogènes ainsi obtenues.
- x. Réestimer l'ensemble des équations du modèle en utilisant les nouvelles séries d'endogènes. Corriger les coefficients obtenus du biais estimé θ .
- xi. Effectuer une variante.
- xii. Une fois que l'on dispose de 1000 résultats variantiels, écarter à chaque date les 5 % de résultats les plus extrêmes et en déduire un intervalle de confiance à 95 %.

III.3.3 Limites de la méthode

Nous avons déjà noté que la validité de cette méthode reposait sur l'hypothèse que la différence entre deux biais de petit échantillon, obtenus pour deux estimateurs $\hat{\beta}_1$ et $\hat{\beta}_2$, était négligeable.

Pour être tout à fait exact, il faudrait, pour chaque jeu de coefficients $\hat{\beta}_i^*$ estimé en première étape, calculer le biais $\hat{\Psi}_i = \bar{\hat{\beta}}_i^* - \hat{\beta}_i^*$ propre à ce vecteur de coefficients. Cela reviendrait à faire ce que Kilian (1998) appelle du « Bootstrap within bootstrap ».

À notre connaissance, cette technique de bootstrap au sein du bootstrap n'a pas été implémentée dans la littérature car elle est très coûteuse en calculs. En effet, pour chacun

des 1000 jeux de coefficients $\hat{\beta}_i^*$, on devrait calculer 1000 nouveaux jeux de coefficients pour déterminer la valeur de $\overline{\hat{\beta}_i^*}$ et ainsi estimer le biais de $\hat{\beta}_i^*$. Cette technique requiert donc de faire un million d'itérations.

L'approximation suggérée par Kilian (1998) ($\forall i, \hat{\Psi}_i \approx \hat{\Psi}$) présente l'avantage de réduire à 2000 le nombre d'itérations nécessaires.

III.3.4 Résultats après correction

Au total, les biais affectant les coefficients estimés seraient d'ampleur relativement réduite, au sens où les intervalles de confiance des coefficients obtenus par bootstrap contiennent l'estimateur des moindres carrés ordinaires. Néanmoins, un des coefficients du modèle est significativement biaisé : il s'agit de l'élasticité contemporaine de court terme de l'investissement à la valeur ajoutée (équation d'investissement en volume).

IV - Les propriétés de quelques variantes analytiques

La qualité d'un modèle se juge également à son comportement de réponse face à des chocs économiques permanents. À titre illustratif, on présente ici quelques-unes des variantes les plus intéressantes. On se place dans un cadre où le taux de change et le taux d'intérêt réel sont exogènes. Cette partie présente l'ensemble des résultats variantiels, assortis d'intervalles de confiance. Les variantes ont été réalisées à partir du modèle avec les nouveaux coefficients estimés corrigés du biais de petit échantillon car il constitue la version opérationnelle du modèle MZE.

IV.1 Chocs extérieurs

IV.1.1 Hausse de 1 % de la demande mondiale

Il s'agit d'un choc de demande. À court terme, une augmentation de la demande mondiale stimule les exportations et donc l'activité économique. Cela entraîne une hausse de la demande intérieure et une légère diminution du taux de chômage. En un an, l'impact global sur le PIB est de près de 0,19 %, avec un intervalle de confiance à 95 % de [0,14 ; 0,26]. Avec la baisse du chômage et les pressions du côté de la demande, une réaction inflationniste se met en place, entraînant au cours de la deuxième année une hausse des salaires et des prix à la production de 0,10 % par rapport à leur niveau de référence. À long terme, l'effet expansionniste s'annule presque entièrement ; l'écart du PIB au compte central devient égal à 0,09 %, avec un intervalle de confiance à 95 % de [0,08 ; 0,11]. Toutefois le niveau des salaires nominaux et des prix à la consommation est durablement plus élevé que dans le compte central.

Par rapport à la version de 2003, le modèle est moins inflationniste et amplifie moins le choc de demande. Le coefficient relatif à l'effet accélérateur de l'investissement a été révisé vers le bas par l'application de la méthode de Kilian. L'investissement réagit donc moins dans la version réestimée du modèle : l'écart au compte central est divisé par deux sur les deux années suivant le choc. L'inflation est également plus faible, notamment car l'ajustement des salaires au chômage (équation WS) est plus faible. D'autre part, le coefficient du salaire dans l'équation de court terme de prix (respectivement des prix dans l'équation de salaire) a été corrigé d'un biais légèrement positif.

IV.1.2 Hausse permanente de 10 % du prix des matières premières

Dans MZE, le prix du pétrole n'intervient pas en tant que tel mais contribue très largement aux variations d'un prix agrégé des matières premières qui constitue une des variables exogènes du modèle.

À très court terme, une hausse de 10 % de ce prix augmente le prix des importations de 0,9 % (ce qui reflète simplement la part des importations de pétrole dans l'ensemble des importations, égale à 9 %). Cette hausse du prix des produits importés se répercute dans les prix à la consommation et pèse ainsi négativement sur la consommation des ménages. L'inflation importée affecte aussi les salaires nominaux, ce qui déclenche une boucle prix-salaires. Au bout du compte, comme attendu, ce choc est principalement inflationniste, aussi bien à court terme qu'à long terme.

Tableau 1 : Hausse de 1 % de la demande mondiale

Ecart au compte central (%)	T1	T2	T3	T4	T8	T12	T20	LT
PIB	0,18 [0,13;0,26]	0,20 [0,14;0,27]	0,22 [0,17;0,29]	0,19 [0,14;0,26]	0,18 [0,13;0,24]	0,21 [0,16;0,26]	0,23 [0,18;0,29]	0,09 [0,08;0,11]
Consommation	0,01 [0,00;0,02]	0,02 [0,01;0,04]	0,03 [0,02;0,05]	0,04 [0,02;0,07]	0,05 [0,02;0,09]	0,06 [0,02;0,11]	0,08 [0,01;0,14]	0,20 [0,17;0,22]
Investissement	0,27 [0,19;0,40]	0,28 [0,20;0,39]	0,36 [0,27;0,50]	0,30 [0,22;0,42]	0,25 [0,17;0,35]	0,26 [0,19;0,34]	0,26 [0,20;0,33]	0,09 [0,08;0,11]
Exportations de biens (extra-zone)	0,59 [0,43;0,76]	0,61 [0,47;0,77]	0,64 [0,50;0,79]	0,66 [0,52;0,80]	0,71 [0,58;0,83]	0,75 [0,62;0,84]	0,77 [0,65;0,84]	0,37 [0,27;0,43]
Importations de biens (extra-zone)	0,18 [0,12;0,26]	0,40 [0,28;0,56]	0,53 [0,38;0,72]	0,52 [0,39;0,69]	0,46 [0,34;0,57]	0,46 [0,33;0,58]	0,44 [0,30;0,58]	0,81 [0,72;0,91]
Demande intérieure	0,10 [0,07;0,15]	0,15 [0,11;0,21]	0,20 [0,14;0,27]	0,16 [0,12;0,22]	0,12 [0,08;0,18]	0,14 [0,10;0,19]	0,15 [0,10;0,21]	0,15 [0,13;0,17]
Revenu disponible brut des ménages	0,16 [0,12;0,23]	0,18 [0,13;0,24]	0,21 [0,15;0,27]	0,19 [0,14;0,25]	0,19 [0,14;0,25]	0,22 [0,17;0,28]	0,26 [0,19;0,32]	0,20 [0,17;0,23]
Prix à la consommation	0,00 [0,00;0,00]	0,01 [0,01;0,02]	0,03 [0,02;0,04]	0,04 [0,03;0,07]	0,10 [0,07;0,15]	0,15 [0,11;0,22]	0,28 [0,20;0,39]	1,75 [1,57;1,97]
Prix de la valeur ajoutée	0,00 [0,00;0,00]	0,01 [0,01;0,02]	0,03 [0,02;0,05]	0,05 [0,03;0,07]	0,11 [0,07;0,16]	0,17 [0,12;0,24]	0,32 [0,23;0,42]	1,86 [1,67;2,10]
Prix des exportations (extra-zone)	0,00 [0,00;0,00]	0,01 [0,01;0,02]	0,03 [0,02;0,04]	0,05 [0,03;0,07]	0,11 [0,07;0,17]	0,17 [0,12;0,25]	0,30 [0,21;0,42]	1,06 [0,94;1,22]
Prix des importations (extra-zone)	0,00 [0,00;0,00]	0,01 [0,00;0,01]	0,01 [0,01;0,03]	0,02 [0,01;0,04]	0,06 [0,03;0,10]	0,09 [0,05;0,15]	0,15 [0,09;0,24]	0,75 [0,67;0,85]
Salaires nominaux	0,00 [0,00;0,00]	0,01 [0,01;0,02]	0,02 [0,02;0,04]	0,04 [0,03;0,06]	0,10 [0,07;0,14]	0,17 [0,11;0,23]	0,32 [0,22;0,43]	1,87 [1,67;2,10]
Salaires réels	0,00 [0,00;0,00]	0,00* [0,00;0,00]	0,00* [-0,01;0,00]	0,00* [-0,01;0,00]	0,00* [-0,02;0,01]	0,01* [-0,01;0,03]	0,04* [0,00;0,06]	0,11 [0,10;0,13]
Coûts salariaux unitaires	-0,15 [-0,21;-0,11]	-0,12 [-0,16;-0,09]	-0,10 [-0,13;-0,07]	-0,03 [-0,07;0,00]	0,07 [0,03;0,11]	0,14 [0,08;0,21]	0,30 [0,20;0,43]	1,86 [1,67;2,10]
Emploi	0,03 [0,02;0,05]	0,07 [0,05;0,10]	0,10 [0,07;0,13]	0,12 [0,09;0,16]	0,15 [0,11;0,20]	0,18 [0,13;0,23]	0,21 [0,17;0,27]	0,09 [0,07;0,10]
Taux de chômage	-0,02 [-0,03;-0,01]	-0,04 [-0,05;-0,03]	-0,05 [-0,07;-0,04]	-0,06 [-0,08;-0,04]	-0,08 [-0,11;-0,06]	-0,10 [-0,13;-0,07]	-0,13 [-0,16;-0,10]	-0,06 [-0,07;-0,05]
Population active	0,01 [0,01;0,02]	0,03 [0,02;0,04]	0,04 [0,03;0,06]	0,05 [0,04;0,07]	0,06 [0,04;0,08]	0,06 [0,05;0,09]	0,07 [0,05;0,09]	0,03 [0,02;0,03]
Solde de la balance commerciale (en point de PIB)	0,07 [0,05;0,10]	0,04 [0,02;0,06]	0,02 [0,00;0,04]	0,03 [0,01;0,05]	0,07 [0,04;0,09]	0,09 [0,06;0,11]	0,11 [0,07;0,15]	-0,11 [-0,42;-0,03]
Taux d'intérêt à long terme (10 ans)	0,03 [0,02;0,05]	0,04 [0,03;0,07]	0,05 [0,03;0,08]	0,05 [0,03;0,07]	0,05 [0,04;0,08]	0,06 [0,04;0,08]	0,07 [0,05;0,09]	0,00 [0,00;0,00]
Taux d'intérêt réel à long terme	0,03 [0,02;0,05]	0,03 [0,02;0,05]	0,03 [0,01;0,04]	0,00* [-0,02;0,02]	-0,01* [-0,02;0,00]	0,00* [0,00;0,01]	0,00* [0,00;0,00]	0,00 [0,00;0,00]

Note de lecture : ce tableau présente, à un horizon donné (défini en nombre de trimestres après le choc considéré), le pourcentage d'écart entre la variante et le compte central. Les résultats suivis d'un astérisque (*) ne sont pas significativement différents de 0 à 5 %. Ceux suivis de deux astérisques (**) sont en dehors de l'intervalle de confiance à 95 %.

Tableau 2 : Hausse de 10 % du prix des matières premières

Ecart au compte central (%)	T1	T2	T3	T4	T8	T12	T20	LT
PIB	-0,01 [-0,02;0,00]	-0,01 [-0,02;0,00]	-0,01 [-0,03;0,00]	-0,01* [-0,03;0,00]	0,00* [-0,03;0,03]	0,01* [-0,02;0,05]	0,03* [0,00;0,07]	-0,04 [-0,05;-0,03]
Consommation	-0,02 [-0,03;-0,01]	-0,01 [-0,02;-0,01]	-0,03 [-0,05;-0,02]	-0,05 [-0,06;-0,03]	-0,08 [-0,11;-0,05]	-0,08 [-0,11;-0,06]	-0,09 [-0,11;-0,06]	-0,09 [-0,11;-0,08]
Investissement	-0,02 [-0,03;-0,01]	-0,01* [-0,02;0,00]	-0,01* [-0,03;0,01]	-0,01* [-0,03;0,02]	0,00* [-0,04;0,05]	0,02* [-0,02;0,07]	0,04 [0,00;0,09]	-0,04 [-0,05;-0,03]
Exportations de biens (extra-zone)	0,00 [-0,01;0,00]	-0,01 [-0,02;-0,01]	-0,01 [-0,02;-0,01]	-0,02 [-0,03;-0,01]	-0,02 [-0,04;-0,02]	-0,03 [-0,05;-0,02]	-0,05 [-0,08;-0,03]	-0,18 [-0,21;-0,13]
Importations de biens (extra-zone)	-0,03 [-0,04;-0,01]	-0,04 [-0,06;-0,02]	-0,09 [-0,12;-0,05]	-0,11 [-0,16;-0,08]	-0,24 [-0,31;-0,17]	-0,27 [-0,35;-0,20]	-0,34 [-0,42;-0,26]	-0,40 [-0,46;-0,35]
Demande intérieure	-0,01 [-0,03;-0,01]	-0,01 [-0,02;-0,01]	-0,03 [-0,04;-0,01]	-0,03 [-0,05;-0,02]	-0,05 [-0,08;-0,02]	-0,04 [-0,07;-0,01]	-0,03 [-0,06;-0,01]	-0,07 [-0,08;-0,06]
Revenu disponible brut des ménages	-0,09 [-0,12;-0,06]	-0,09 [-0,12;-0,06]	-0,09 [-0,12;-0,06]	-0,09 [-0,13;-0,06]	-0,09 [-0,12;-0,05]	-0,07 [-0,11;-0,03]	-0,05 [-0,09;-0,01]	-0,10 [-0,11;-0,08]
Prix à la consommation	0,12 [0,08;0,16]	0,12 [0,09;0,16]	0,12 [0,09;0,17]	0,13 [0,10;0,17]	0,14 [0,12;0,18]	0,16 [0,13;0,20]	0,19 [0,16;0,25]	0,58 [0,44;0,67]
Prix de la valeur ajoutée	0,03 [0,02;0,05]	0,03 [0,02;0,06]	0,04 [0,03;0,06]	0,04 [0,03;0,07]	0,06 [0,04;0,08]	0,08 [0,06;0,11]	0,12 [0,08;0,17]	0,53 [0,37;0,62]
Prix des exportations (extra-zone)	0,02 [0,01;0,04]	0,03 [0,02;0,06]	0,04 [0,03;0,07]	0,04 [0,03;0,07]	0,06 [0,04;0,09]	0,07 [0,05;0,11]	0,11 [0,07;0,17]	0,30 [0,21;0,35]
Prix des importations (extra-zone)	0,87 [0,87;0,89]	0,88 [0,87;0,90]	0,88 [0,87;0,90]	0,88 [0,88;0,91]	0,89 [0,88;0,91]	0,90 [0,89;0,93]	0,92 [0,90;0,96]	1,08 [1,01;1,12]
Salaires nominaux	0,06 [0,04;0,10]	0,06 [0,04;0,10]	0,07 [0,05;0,11]	0,07 [0,05;0,11]	0,08 [0,07;0,12]	0,10 [0,08;0,14]	0,14 [0,10;0,19]	0,53 [0,37;0,63]
Salaires réels	-0,06 [-0,07;-0,03]	-0,06 [-0,07;-0,04]	-0,06 [-0,07;-0,04]	-0,06 [-0,07;-0,04]	-0,05 [-0,07;-0,04]	-0,06 [-0,07;-0,05]	-0,06 [-0,07;-0,05]	-0,05 [-0,06;-0,05]
Coûts salariaux unitaires	0,07 [0,04;0,10]	0,06 [0,04;0,10]	0,07 [0,05;0,11]	0,07 [0,05;0,11]	0,06 [0,05;0,09]	0,07 [0,05;0,10]	0,11 [0,08;0,16]	0,53 [0,37;0,63]
Emploi	0,00 [-0,01;0,00]	-0,01 [-0,02;-0,01]	-0,01 [-0,02;-0,01]	-0,02 [-0,03;-0,01]	-0,03 [-0,05;-0,01]	-0,02* [-0,05;0,01]	0,00* [-0,03;0,03]	-0,04 [-0,05;-0,04]
Taux de chômage	0,00 [0,00;0,00]	0,01 [0,00;0,01]	0,01 [0,00;0,01]	0,01 [0,00;0,02]	0,01 [0,00;0,03]	0,01* [0,00;0,03]	0,00* [-0,02;0,02]	0,03 [0,02;0,03]
Population active	0,00 [0,00;0,00]	0,00 [-0,01;0,00]	-0,01 [-0,01;0,00]	-0,01 [-0,01;0,00]	-0,01 [-0,02;0,00]	-0,01* [-0,02;0,01]	0,00* [-0,01;0,01]	-0,01 [-0,02;-0,01]
Solde de la balance commerciale (en point de PIB)	-0,16 [-0,17;-0,14]	-0,16 [-0,17;-0,14]	-0,15 [-0,17;-0,14]	-0,15 [-0,16;-0,13]	-0,13 [-0,15;-0,11]	-0,13 [-0,15;-0,11]	-0,13 [-0,15;-0,10]	-0,21 [-0,36;-0,16]
Taux d'intérêt à long terme (10 ans)	0,03 [0,02;0,05]	0,04 [0,03;0,06]	0,05 [0,04;0,08]	0,07 [0,05;0,09]	0,04 [0,03;0,05]	0,03 [0,02;0,04]	0,02 [0,01;0,04]	0,00 [0,00;0,00]
Taux d'intérêt réel à long terme	-0,09 [-0,12;-0,06]	-0,08 [-0,11;-0,06]	-0,07 [-0,10;-0,05]	-0,06 [-0,09;-0,05]	0,03 [0,02;0,04]	0,01 [0,01;0,02]	0,00 [0,00;0,01]	0,00 [0,00;0,00]

Note de lecture : cf. tableau 1.

IV.2 Chocs monétaires et financiers

IV.2.1 Dépréciation de 10 % du taux de change nominal de l'euro contre le dollar

La dépréciation de l'euro par rapport au dollar réduit le prix des produits exportés de la zone euro par rapport à celui des produits originaires du reste du monde et, par conséquent, accroît les exportations de la zone euro. Néanmoins, à très court terme, cet effet favorable à la balance commerciale est contrebalancé par des importations de plus en plus coûteuses. En conséquence, il faut attendre plusieurs trimestres pour que la balance commerciale s'améliore. L'inflation importée pousse également les prix à la consommation à la hausse. Du fait d'une augmentation de l'emploi, le revenu disponible réel des ménages n'est pas affecté et soutient la demande intérieure. À long terme, ce type de choc n'a pas d'effet sur l'activité réelle et reste purement nominal.

La prise en compte de la règle de Taylor aboutit à une légère stimulation de l'activité. Ce paradoxe apparent s'explique par le fait que, dans la version du modèle sans règle de Taylor, le taux d'intérêt réel à court terme est exogène. Dans ce cas, le taux nominal suit les variations de l'inflation, elle-même particulièrement affectée par ce choc.

Tableau 3 : Dépréciation de 10 % du taux de change nominal

Ecart au compte central (%)	T1	T2	T3	T4	T8	T12	T20	LT
PIB	0,51 [0,23;0,81]	0,90 [0,60;1,26]	1,10 [0,82;1,47]	1,10 [0,83;1,45]	1,01 [0,70;1,31]	1,15 [0,82;1,47]	1,21 [0,87;1,56]	0,02 [0,01;0,04]
Consommation	-0,01* [-0,03;0,01]	0,01* [-0,03;0,05]	0,02* [-0,05;0,09]	0,00* [-0,10;0,10]	-0,21 [-0,46;-0,01]	-0,21* [-0,53;0,05]	-0,18* [-0,63;0,20]	0,02* [-0,04;0,03]
Investissement	0,74 [0,35;1,23]	1,31 [0,88;1,89]	1,74 [1,28;2,44]	1,82 [1,34;2,53]	1,51 [1,02;2,07]	1,47 [0,99;1,97]	1,33 [0,89;1,78]	0,02 [0,01;0,04]
Exportations de biens (extra-zone)	1,67 [0,80;2,47]	2,56 [1,65;3,37]	2,51 [1,73;3,22]	2,51 [1,80;3,13]	2,56 [1,91;3,03]	2,56 [1,95;2,97]	2,31 [1,78;2,72]	0,01 [0,00;0,08]
Importations de biens (extra-zone)	0,47 [0,18;0,78]	0,99 [0,47;1,57]	1,17 [0,41;1,92]	1,05 [0,28;1,80]	-0,22* [-1,03;0,40]	-0,63* [-1,47;0,06]	-1,11 [-1,99;-0,30]	0,00* [-0,15;0,00]
Demande intérieure	0,26 [0,11;0,45]	0,59 [0,37;0,86]	0,83 [0,57;1,18]	0,81 [0,55;1,14]	0,42 [0,11;0,70]	0,46 [0,14;0,75]	0,45 [0,06;0,80]	0,02* [0,00;0,03]
Revenu disponible brut des ménages	0,25 [0,01;0,51]	0,48 [0,17;0,80]	0,65 [0,32;1,00]	0,66 [0,33;1,00]	0,63 [0,22;0,94]	0,79 [0,34;1,14]	0,93 [0,42;1,31]	0,02 [0,01;0,03]
Prix à la consommation	0,27 [0,19;0,36]	0,63 [0,50;0,85]	0,92 [0,78;1,25]	1,10 [0,94;1,49]	1,59 [1,38;2,06]	2,03 [1,73;2,55]	2,98 [2,46;3,70]	9,96 [9,62;9,99]
Prix de la valeur ajoutée	0,07 [0,04;0,12]	0,29 [0,24;0,41]	0,57 [0,46;0,80]	0,74 [0,60;1,02]	1,24 [1,01;1,59]	1,69 [1,37;2,12]	2,69 [2,12;3,35]	9,96 [9,60;9,99]
Prix des exportations (extra-zone)	1,73 [1,46;2,03]	2,46 [2,10;2,87]	2,94 [2,53;3,45]	3,26 [2,82;3,85]	4,07 [3,55;4,78]	4,71 [4,10;5,41]	5,93 [5,13;6,68]	9,98 [9,86;10]
Prix des importations (extra-zone)	2,06 [1,98;2,11]	3,81** [3,86;4,06]	4,47** [4,52;4,80]	4,79** [4,79;5,17]	5,48 [5,25;5,95]	5,98 [5,58;6,47]	6,80 [6,17;7,37]	9,98 [9,84;10]
Salaires nominaux	0,15 [0,10;0,23]	0,35 [0,27;0,54]	0,54 [0,44;0,80]	0,68 [0,57;0,98]	1,18 [0,98;1,56]	1,70 [1,38;2,14]	2,82 [2,22;3,52]	9,97 [9,61;10]
Salaires réels	-0,12 [-0,17;-0,08]	-0,28 [-0,38;-0,19]	-0,38 [-0,54;-0,27]	-0,41 [-0,59;-0,29]	-0,40 [-0,59;-0,26]	-0,32 [-0,53;-0,18]	-0,15* [-0,43;0,00]	0,01* [0,00;0,02]
Coûts salariaux unitaires	-0,28 [-0,50;-0,03]	-0,31 [-0,55;-0,03]	-0,14* [-0,34;0,17]	0,13* [-0,07;0,47]	0,96 [0,72;1,36]	1,49 [1,15;1,94]	2,68 [2,07;3,37]	9,96 [9,60;9,99]
Emploi	0,08 [0,03;0,14]	0,24 [0,15;0,34]	0,41 [0,28;0,57]	0,55 [0,39;0,75]	0,78 [0,56;1,04]	0,95 [0,65;1,24]	1,08 [0,73;1,43]	0,01 [0,00;0,02]
Taux de chômage	-0,05 [-0,08;-0,02]	-0,13 [-0,19;-0,08]	-0,22 [-0,30;-0,15]	-0,29 [-0,39;-0,20]	-0,43 [-0,55;-0,29]	-0,54 [-0,70;-0,37]	-0,65 [-0,85;-0,44]	-0,01 [-0,01;0,00]
Population active	0,03 [0,01;0,05]	0,09 [0,06;0,15]	0,17 [0,12;0,26]	0,23 [0,17;0,34]	0,32 [0,22;0,46]	0,35 [0,23;0,49]	0,35 [0,24;0,49]	0,00 [0,00;0,00]
Solde de la balance commerciale (en point de PIB)	0,17 [0,04;0,29]	0,04* [-0,11;0,14]	-0,03* [-0,18;0,05]	-0,01* [-0,16;0,10]	0,33 [0,13;0,52]	0,47 [0,27;0,68]	0,65 [0,43;0,87]	0,00* [-0,00;0,20]
Taux d'intérêt à long terme (10 ans)	0,17 [0,11;0,24]	0,38 [0,29;0,50]	0,56 [0,45;0,73]	0,68 [0,56;0,89]	0,66 [0,55;0,85]	0,56 [0,45;0,69]	0,49 [0,36;0,61]	0,00 [0,00;0,01]
Taux d'intérêt réel à long terme	-0,11 [-0,20;-0,03]	-0,27 [-0,46;-0,16]	-0,39 [-0,65;-0,26]	-0,45 [-0,72;-0,31]	0,17 [0,08;0,31]	0,12 [0,07;0,20]	0,02* [0,00;0,04]	0,00 [0,00;0,00]

Note de lecture : cf. tableau 1.

IV.2.2 Hausse de 100 points de base des taux d'intérêt

Cette variante correspond à une augmentation de 100 points de base du taux d'intérêt à 3 mois. Le taux à dix ans, endogène dans le modèle, s'ajuste partiellement à cette augmentation compte tenu de la spécification retenue. Comme ce dernier intervient dans les

équations d'investissement et de consommation, la hausse du taux d'intérêt joue un rôle négatif sur l'investissement et la consommation et entraîne ainsi une baisse de la production, avec près de 0,07 % d'écart au niveau de référence dans les 3 ans, l'intervalle de confiance à 95 % étant de [-0,11 ; -0,04]. La contraction de l'activité entraîne une hausse du chômage et pousse les prix à la baisse, ce qui déclenche une spirale désinflationniste des prix et des salaires nominaux. À long terme, l'augmentation des taux d'intérêt freine l'accumulation du capital et affecte durablement le niveau du PIB, inférieur de près de 0,37 % à son niveau de référence, avec un intervalle de confiance à 95 % de [-0,40 ; -0,34].

Le modèle AWM de la BCE (Christoffel et al., 2008) rend compte de réponses analogues, mais ses effets désinflationnistes sont plus précoces et plus marqués, en raison de la dynamique endogène du change. En effet, près des 2/3 de l'effet obtenu sur la première année provient de l'ajustement du change. Une comparaison plus approfondie des mécanismes de transmission monétaire, telle que celle réalisée entre AWM et NiGEM par McAdam et Morgan (2001), est délicate dans la mesure où MZE ne contient pas certains canaux de transmission, comme l'ajustement du change nominal aux taux d'intérêt mais aussi l'effet richesse dans la consommation des ménages et le rôle des anticipations dans l'équation de taux long et de taux de change.

Tableau 4 : Hausse de 100 points de base du taux d'intérêt

Ecart au compte central (%)	T1	T2	T3	T4	T8	T12	T20	LT
PIB	0,00** [0,00;0,00]	0,00 [-0,01;0,00]	-0,01 [-0,02;-0,01]	-0,02 [-0,03;-0,01]	-0,05 [-0,08;-0,03]	-0,07 [-0,11;-0,04]	-0,11 [-0,16;-0,06]	-0,37 [-0,40;-0,34]
Consommation	0,00** [0,00;0,00]	0,00 [-0,01;0,00]	-0,01 [-0,01;0,00]	-0,02 [-0,03;-0,01]	-0,05 [-0,08;-0,02]	-0,09 [-0,13;-0,04]	-0,15 [-0,22;-0,08]	-0,65 [-0,70;-0,60]
Investissement	0,00** [0,00;0,00]	-0,02 [-0,02;-0,01]	-0,04 [-0,06;-0,03]	-0,07 [-0,11;-0,05]	-0,22 [-0,29;-0,16]	-0,32 [-0,40;-0,25]	-0,44 [-0,50;-0,36]	-0,71 [-0,74;-0,68]
Exportations de biens (extra-zone)	0,00** [0,00;0,00]	0,00* [0,00;0,00]	0,00* [0,00;0,00]	0,00 [0,00;0,00]	0,00 [0,00;0,01]	0,01 [0,00;0,02]	0,03 [0,01;0,05]	0,22 [0,08;0,38]
Importations de biens (extra-zone)	0,00** [0,00;0,00]	-0,01 [-0,02;-0,01]	-0,03 [-0,04;-0,02]	-0,06 [-0,09;-0,04]	-0,20 [-0,27;-0,13]	-0,31 [-0,40;-0,21]	-0,43 [-0,55;-0,29]	-0,83 [-1,03;-0,65]
Demande intérieure	0,00** [0,00;0,00]	-0,01 [-0,01;0,00]	-0,02 [-0,03;-0,01]	-0,03 [-0,05;-0,02]	-0,10 [-0,13;-0,07]	-0,15 [-0,19;-0,10]	-0,22 [-0,27;-0,15]	-0,60 [-0,64;-0,57]
Revenu disponible brut des ménages	0,00** [0,00;0,00]	0,00 [-0,01;0,00]	-0,01 [-0,01;-0,01]	-0,02 [-0,03;-0,01]	-0,05 [-0,07;-0,03]	-0,07 [-0,11;-0,04]	-0,12 [-0,16;-0,06]	-0,40 [-0,46;-0,36]
Prix à la consommation	0,00** [0,00;0,00]	0,00* [0,00;0,00]	0,00* [0,00;0,00]	0,00 [0,00;0,00]	-0,01 [-0,02;0,00]	-0,03 [-0,04;-0,01]	-0,06 [-0,10;-0,03]	-0,60 [-1,04;-0,21]
Prix de la valeur ajoutée	0,00** [0,00;0,00]	0,00* [0,00;0,00]	0,00* [0,00;0,00]	0,00 [0,00;0,00]	-0,01 [-0,02;-0,01]	-0,03 [-0,05;-0,01]	-0,07 [-0,11;-0,03]	-0,63 [-1,10;-0,22]
Prix des exportations (extra-zone)	0,00** [0,00;0,00]	0,00* [0,00;0,00]	0,00* [0,00;0,00]	0,00 [0,00;0,00]	-0,01 [-0,02;-0,01]	-0,03 [-0,05;-0,01]	-0,07 [-0,11;-0,03]	-0,36 [-0,63;-0,13]
Prix des importations (extra-zone)	0,00** [0,00;0,00]	0,00* [0,00;0,00]	0,00* [0,00;0,00]	0,00 [0,00;0,00]	-0,01 [-0,01;0,00]	-0,01 [-0,03;-0,01]	-0,04 [-0,06;-0,01]	-0,26 [-0,45;-0,09]
Salaires nominaux	0,00** [0,00;0,00]	0,00* [0,00;0,00]	0,00 [0,00;0,00]	0,00 [0,00;0,00]	-0,01 [-0,02;-0,01]	-0,03 [-0,04;-0,01]	-0,08 [-0,12;-0,04]	-0,83 [-1,30;-0,41]
Salaires réels	0,00** [0,00;0,00]	0,00 [0,00;0,00]	0,00 [0,00;0,00]	0,00* [0,00;0,00]	0,00* [0,00;0,00]	0,00* [0,00;0,00]	-0,01 [-0,02;0,00]	-0,23 [-0,26;-0,21]
Coûts salariaux unitaires	0,00** [0,00;0,00]	0,00 [0,00;0,01]	0,01 [0,00;0,01]	0,01 [0,01;0,02]	0,02 [0,01;0,03]	0,00* [-0,01;0,01]	-0,05 [-0,08;-0,02]	-0,63 [-1,10;-0,22]
Emploi	0,00** [0,00;0,00]	0,00 [0,00;0,00]	0,00 [0,00;0,00]	-0,01 [-0,01;0,00]	-0,03 [-0,04;-0,02]	-0,05 [-0,07;-0,03]	-0,09 [-0,12;-0,05]	-0,17 [-0,20;-0,15]
Taux de chômage	0,00** [0,00;0,00]	0,00 [0,00;0,00]	0,00 [0,00;0,00]	0,00 [0,00;0,00]	0,01 [0,01;0,02]	0,03 [0,01;0,04]	0,05 [0,03;0,07]	0,12 [0,10;0,13]
Population active	0,00** [0,00;0,00]	0,00 [0,00;0,00]	0,00 [0,00;0,00]	0,00 [0,00;0,00]	-0,01 [-0,02;-0,01]	-0,02 [-0,03;-0,01]	-0,03 [-0,05;-0,02]	-0,05 [-0,06;-0,05]
Solde de la balance commerciale (en point de PIB)	0,00* [0,00;0,00]	0,00 [0,00;0,00]	0,01 [0,00;0,01]	0,01 [0,01;0,02]	0,04 [0,03;0,06]	0,07 [0,05;0,09]	0,10 [0,07;0,13]	0,40 [0,23;0,99]
Taux d'intérêt à long terme (10 ans)	0,17 [0,13;0,21]	0,28 [0,23;0,33]	0,36 [0,30;0,42]	0,41 [0,35;0,48]	0,53 [0,47;0,58]	0,58 [0,53;0,60]	0,60 [0,59;0,61]	0,62 [0,62;0,62]
Taux d'intérêt réel à long terme	0,17 [0,13;0,21]	0,28 [0,23;0,33]	0,36 [0,30;0,42]	0,41 [0,35;0,48]	0,54 [0,48;0,59]	0,59 [0,55;0,62]	0,62 [0,60;0,63]	0,62 [0,62;0,62]

Note de lecture : cf. tableau 1.

IV.3 Choc de dépense publique : hausse de la consommation publique de 1 point de PIB

Ce choc est un choc classique de demande pour tout modèle macroéconomique. Dans le cas de la nouvelle version de MZE, l'intérêt d'un tel choc est néanmoins limité puisque le modèle ne comporte pas de rétroaction fiscale pour ajuster les dépenses publiques

excessives et garantir la viabilité budgétaire. Ainsi, l'augmentation des dépenses publiques se répercute sur l'activité globale et stimule l'investissement et l'emploi. La hausse du revenu des ménages (en termes réels) renforce la consommation, qui bénéficie en partie aux importations, en dégradant alors la balance commerciale. L'impact sur l'activité atteint son maximum au cours du deuxième trimestre après le choc, où l'écart du PIB au compte central s'élève à 0,93 %. L'intervalle de confiance à 95 % est de [0,74 ; 1,12]. L'accroissement de la demande pousse à la hausse le prix à la consommation et le prix de valeur ajoutée, ce qui compense partiellement la croissance du salaire nominal. À long terme, les impacts sont pour la plupart inflationnistes, avec un effet résiduel sur le niveau d'activité principalement dû à l'absence de contrainte budgétaire dans le modèle. Dans le modèle AWM, cette variante conduit à des effets beaucoup plus faibles sur l'ensemble des variables du modèle. L'effet sur le PIB y est maximal au cours du premier trimestre, seulement de l'ordre de 0,1 %.

Tableau 5 : Hausse de la consommation publique de 1 point de PIB

Ecart au compte central (%)	T1	T2	T3	T4	T8	T12	T20	LT
PIB	0,75 [0,60;0,89]	0,93 [0,74;1,12]	0,89 [0,62;1,15]	0,76 [0,49;1,00]	0,58 [0,35;0,78]	0,61 [0,40;0,80]	0,61 [0,42;0,80]	0,26 [0,16;0,40]
Consommation	0,04 [0,02;0,06]	0,10 [0,06;0,14]	0,15 [0,08;0,21]	0,18 [0,10;0,25]	0,18 [0,05;0,29]	0,19 [0,04;0,32]	0,23 [0,01;0,40]	0,57 [0,35;0,82]
Investissement	1,11 [0,86;1,39]	1,33 [1,02;1,70]	1,46 [1,03;1,96]	1,24 [0,81;1,69]	0,76 [0,42;1,08]	0,70 [0,45;0,94]	0,64 [0,42;0,86]	0,26 [0,16;0,40]
Exportations de biens (extra-zone)	0,00 [0,00;0,00]	-0,01 [-0,02;0,00]	-0,03 [-0,05;-0,02]	-0,06 [-0,09;-0,03]	-0,16 [-0,26;-0,09]	-0,25 [-0,37;-0,14]	-0,43 [-0,61;-0,25]	-1,80 [-2,59;-1,15]
Importations de biens (extra-zone)	2,11 [1,78;2,33]	2,59 [2,17;2,91]	3,42 [2,84;3,88]	3,19 [2,65;3,62]	2,61 [2,11;3,00]	2,35 [1,87;2,74]	2,09 [1,62;2,49]	3,28 [2,42;4,25]
Demande intérieure	1,19 [1,13;1,26]	1,48 [1,36;1,62]	1,62 [1,45;1,80]	1,44 [1,28;1,60]	1,19 [1,06;1,31]	1,19 [1,06;1,31]	1,20 [1,04;1,34]	1,35 [1,19;1,53]
Revenu disponible brut des ménages	0,67 [0,54;0,79]	0,85 [0,67;1,02]	0,84 [0,59;1,07]	0,74 [0,49;0,98]	0,62 [0,37;0,81]	0,67 [0,43;0,86]	0,72 [0,46;0,92]	0,58 [0,36;0,85]
Prix à la consommation	0,00 [0,00;0,01]	0,05 [0,03;0,07]	0,11 [0,07;0,17]	0,18 [0,12;0,28]	0,39 [0,25;0,57]	0,56 [0,36;0,79]	0,92 [0,61;1,25]	5,13 [3,25;7,26]
Prix de la valeur ajoutée	0,00 [0,00;0,01]	0,05 [0,04;0,08]	0,13 [0,08;0,18]	0,21 [0,13;0,30]	0,44 [0,28;0,62]	0,63 [0,40;0,84]	1,03 [0,67;1,34]	5,46 [3,46;7,73]
Prix des exportations (extra-zone)	0,00 [0,00;0,01]	0,05 [0,03;0,07]	0,12 [0,07;0,18]	0,20 [0,12;0,30]	0,45 [0,27;0,67]	0,62 [0,38;0,88]	0,97 [0,60;1,30]	3,08 [1,95;4,47]
Prix des importations (extra-zone)	0,00 [0,00;0,00]	0,02 [0,01;0,04]	0,06 [0,03;0,11]	0,10 [0,05;0,18]	0,23 [0,12;0,37]	0,31 [0,18;0,49]	0,49 [0,29;0,73]	2,18 [1,39;3,08]
Salaires nominaux	0,01 [0,01;0,01]	0,05 [0,03;0,06]	0,11 [0,07;0,14]	0,17 [0,11;0,23]	0,39 [0,26;0,54]	0,61 [0,39;0,82]	1,06 [0,70;1,38]	5,47 [3,46;7,75]
Salaires réels	0,01 [0,00;0,01]	0,00* [-0,01;0,01]	-0,01* [-0,04;0,01]	-0,01* [-0,06;0,01]	0,01* [-0,07;0,05]	0,05* [-0,04;0,11]	0,14 [0,02;0,20]	0,33 [0,21;0,47]
Coûts salariaux unitaires	-0,61 [-0,72;-0,48]	-0,58 [-0,71;-0,44]	-0,36 [-0,51;-0,20]	-0,10* [-0,22;0,02]	0,34 [0,19;0,51]	0,57 [0,32;0,80]	1,04 [0,66;1,38]	5,46 [3,46;7,78]
Emploi	0,13 [0,10;0,16]	0,30 [0,24;0,37]	0,42 [0,32;0,54]	0,49 [0,35;0,64]	0,52 [0,33;0,71]	0,57 [0,36;0,74]	0,59 [0,39;0,77]	0,25 [0,15;0,38]
Taux de chômage	-0,08 [-0,09;-0,06]	-0,17 [-0,20;-0,12]	-0,23 [-0,28;-0,16]	-0,25 [-0,32;-0,17]	-0,29 [-0,38;-0,18]	-0,34 [-0,44;-0,21]	-0,37 [-0,47;-0,24]	-0,17 [-0,25;-0,11]
Population active	0,05 [0,04;0,07]	0,12 [0,09;0,16]	0,18 [0,14;0,25]	0,21 [0,16;0,29]	0,21 [0,13;0,30]	0,20 [0,13;0,28]	0,19 [0,12;0,26]	0,08 [0,05;0,11]
Solde de la balance commerciale (en point de PIB)	-0,41 [-0,46;-0,34]	-0,51 [-0,58;-0,43]	-0,68 [-0,77;-0,56]	-0,64 [-0,73;-0,53]	-0,55 [-0,64;-0,44]	-0,53 [-0,62;-0,42]	-0,52 [-0,62;-0,41]	-1,78 [-4,59;-1,01]
Taux d'intérêt à long terme (10 ans)	0,13 [0,08;0,18]	0,21 [0,13;0,28]	0,22 [0,13;0,30]	0,20 [0,12;0,28]	0,18 [0,11;0,26]	0,18 [0,12;0,25]	0,18 [0,12;0,23]	0,00 [0,00;0,01]
Taux d'intérêt réel à long terme	0,13 [0,08;0,18]	0,16 [0,08;0,22]	0,10 [0,02;0,17]	0,01* [-0,07;0,07]	-0,03 [-0,06;-0,01]	0,01* [-0,01;0,04]	0,00* [-0,01;0,00]	0,00* [0,00;0,00]

Note de lecture : cf. tableau 1.

IV.4 Choc « d'offre » structurel : hausse de 1 % de la productivité globale des facteurs

Ce choc sur la productivité globale des facteurs peut être considéré comme une amélioration permanente de la productivité suite à un changement technologique. D'un point de vue empirique, le choc est défini comme une hausse permanente de la tendance linéaire figurant dans l'estimation de la fonction de production. À court terme, une amélioration de la productivité augmente les salaires réels mais fait baisser l'emploi, la demande restant inchangée. Comme le coût unitaire du travail diminue, les entreprises réagissent en ajustant à la baisse leur prix de production, ce qui restaure le revenu réel disponible des ménages. Au bout de cinq ans, le PIB augmente de 0,28 %. L'intervalle de confiance à 95 % est de

[0,20 ; 0,45]. Cet effet s'avère plus faible que dans le modèle AWM (0,5 % au même horizon). Les gains de productivité bénéficient finalement aux travailleurs via une augmentation du salaire réel, mais sans effet positif sur l'emploi.

Tableau 6 : Hausse de 1 % de la productivité globale des facteurs

Ecart au compte central (%)	T1	T2	T3	T4	T8	T12	T20	LT
PIB	0,00**	0,02	0,04	0,06	0,15	0,20	0,28	0,91**
	[0,00;0,00]	[0,01;0,03]	[0,02;0,06]	[0,04;0,11]	[0,10;0,30]	[0,15;0,40]	[0,20;0,45]	[0,83;0,87]
Consommation	0,00**	0,02	0,03	0,05	0,16	0,23	0,28	0,80
	[0,00;0,00]	[0,01;0,03]	[0,01;0,05]	[0,03;0,08]	[0,09;0,26]	[0,14;0,38]	[0,19;0,46]	[0,77;0,82]
Investissement	0,00**	0,02	0,05	0,08	0,19	0,26	0,35	0,91
	[0,00;0,00]	[0,01;0,04]	[0,03;0,08]	[0,05;0,14]	[0,10;0,34]	[0,15;0,44]	[0,22;0,53]	[0,89;0,92]
Exportations de biens (extra-zone)	0,00	0,02	0,04	0,07	0,18	0,25	0,35	0,64
	[0,00;0,00]	[0,01;0,03]	[0,02;0,08]	[0,03;0,13]	[0,08;0,31]	[0,13;0,41]	[0,21;0,53]	[0,57;0,75]
Importations de biens (extra-zone)	0,00**	0,04	0,06	0,11	0,33	0,44	0,45	0,18
	[0,00;0,00]	[0,02;0,06]	[0,03;0,09]	[0,06;0,18]	[0,19;0,58]	[0,26;0,76]	[0,29;0,74]	[0,06;0,27]
Demande intérieure	0,00**	0,02	0,04	0,07	0,18	0,24	0,30	0,85**
	[0,00;0,00]	[0,01;0,03]	[0,02;0,06]	[0,03;0,09]	[0,08;0,24]	[0,11;0,32]	[0,17;0,41]	[0,89;0,92]
Revenu disponible brut des ménages	0,00**	0,01	0,03	0,05	0,12	0,16	0,22	0,80
	[0,00;0,00]	[0,00;0,03]	[0,01;0,07]	[0,02;0,11]	[0,06;0,25]	[0,09;0,32]	[0,13;0,38]	[0,76;0,82]
Prix à la consommation	0,00	-0,08	-0,15	-0,21	-0,41	-0,54	-0,72	-1,75
	[0,00;0,00]	[-0,14;-0,04]	[-0,26;-0,07]	[-0,38;-0,10]	[-0,69;-0,22]	[-0,85;-0,31]	[-1,02;-0,47]	[-1,99;-1,56]
Prix de la valeur ajoutée	0,00**	-0,09	-0,17	-0,25	-0,47	-0,60	-0,79	-1,86
	[0,00;0,00]	[-0,15;-0,04]	[-0,28;-0,08]	[-0,41;-0,11]	[-0,74;-0,24]	[-0,91;-0,34]	[-1,07;-0,51]	[-2,11;-1,66]
Prix des exportations (extra-zone)	0,00**	-0,07	-0,16	-0,24	-0,48	-0,60	-0,73	-1,06
	[0,00;0,00]	[-0,13;-0,03]	[-0,28;-0,07]	[-0,42;-0,11]	[-0,78;-0,23]	[-0,93;-0,32]	[-1,03;-0,46]	[-1,23;-0,95]
Prix des importations (extra-zone)	0,00	-0,04	-0,08	-0,12	-0,24	-0,30	-0,37	-0,76
	[0,00;0,00]	[-0,08;-0,02]	[-0,17;-0,03]	[-0,25;-0,05]	[-0,46;-0,12]	[-0,54;-0,16]	[-0,59;-0,24]	[-0,86;-0,68]
Salaires nominaux	0,00	0,01*	0,02*	0,03*	0,04*	0,04*	-0,05*	-0,88
	[0,00;0,00]	[-0,04;0,04]	[-0,08;0,07]	[-0,12;0,10]	[-0,22;0,17]	[-0,27;0,20]	[-0,34;0,15]	[-1,14;-0,68]
Salaires réels	0,00*	0,09	0,17	0,24	0,46	0,58	0,67	0,89
	[0,00;0,00]	[0,06;0,11]	[0,11;0,21]	[0,16;0,30]	[0,33;0,54]	[0,46;0,65]	[0,58;0,74]	[0,87;0,90]
Coûts salariaux unitaires	0,00**	-0,01*	-0,04*	-0,07*	-0,22	-0,38	-0,69	-1,86
	[0,00;0,00]	[-0,07;0,02]	[-0,15;0,02]	[-0,23;0,02]	[-0,55;-0,02]	[-0,72;-0,12]	[-1,00;-0,38]	[-2,11;-1,66]
Emploi	0,00	-0,01	-0,02	-0,03	-0,12	-0,22	-0,36	-0,09
	[0,00;0,00]	[-0,01;0,00]	[-0,03;-0,01]	[-0,05;-0,01]	[-0,17;-0,05]	[-0,29;-0,10]	[-0,43;-0,20]	[-0,11;-0,08]
Taux de chômage	0,00	0,00	0,01	0,02	0,07	0,12	0,21	0,06
	[0,00;0,00]	[0,00;0,01]	[0,00;0,02]	[0,01;0,03]	[0,03;0,09]	[0,05;0,15]	[0,11;0,25]	[0,05;0,07]
Population active	0,00	0,00	-0,01	-0,01	-0,05	-0,09	-0,13	-0,03
	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[-0,01;0,00]	[-0,02;0,00]	[-0,08;-0,02]	[-0,12;-0,04]	[-0,16;-0,08]	[-0,03;-0,02]
Solde de la balance commerciale (en point de PIB)	0,00*	-0,01	-0,02	-0,03	-0,08	-0,10	-0,10	0,12
	[0,00;0,00]	[-0,02;-0,00]	[-0,03;-0,0]	[-0,05;-0,01]	[-0,13;-0,04]	[-0,17;-0,05]	[-0,16;-0,05]	[0,03;0,45]
Taux d'intérêt à long terme (10 ans)	0,00	-0,02	-0,04	-0,07	-0,14	-0,14	-0,09	0,00
	[0,00;0,00]	[-0,04;-0,01]	[-0,08;-0,02]	[-0,13;-0,03]	[-0,25;-0,07]	[-0,21;-0,08]	[-0,11;-0,06]	[0,00;0,00]
Taux d'intérêt réel à long terme	0,00	0,06	0,11	0,15	0,06	-0,01*	0,00*	0,00
	[0,00;0,00]	[0,03;0,10]	[0,05;0,20]	[0,07;0,27]	[0,03;0,10]	[-0,05;0,02]	[-0,03;0,01]	[0,00;0,00]

Note de lecture : cf. tableau 1.

Conclusion

Certains comportements ou agents économiques ne sont pas encore modélisés dans MZE, laissant la place à plusieurs pistes d'amélioration. Dans le modèle actuel, il n'y a pas de règle de bouclage des finances publiques. Par conséquent, l'augmentation de la dette publique consécutive à une augmentation des dépenses publiques ne déclenche pas de mesures fiscales rétroactives. Les simulations de dépenses publiques ne peuvent donc pas être considérées comme réalistes au-delà du court-moyen terme. Une autre amélioration possible serait d'affiner la description du "reste du monde" en spécifiant par exemple un modèle analogue pour les États-Unis, partenaire commercial privilégié de la zone euro.

Bibliographie

Adjemian S., Cahn C. Devulder A. et Maggiar N. (2009), « Variantes en univers incertain », *Document de travail*, Banque de France, n°236.

Beffy P.-O., Bonnet X., Montfort B. et Darracq-Pariès M. (2003), « MZE, un modèle macroéconomique pour la zone euro », *Économie et Statistique*, n°367, pp. 3-37.

Bonnet X. et Mahfouz S. (1996), « The influence of different specifications of wages prices spirals on the measure of the Nairu: the case of France », Document de travail de l'Insee, n° G9611.

Bourquard V., Carnot N., Deruennes A. et Pamies-Sumner S. (2005), « Une maquette de prévision à court terme pour la France », document de travail de la DGTPE, octobre.

Cabannes P.-Y., Erkel-Rousse H., Lalanne G., Monso O. et Pouliquen E. (2010), « Le modèle MÉSANGE réestimé en base 2000. Tome 2 – Version avec volumes à prix chaînés », Document de travail de l'Insee n°G2010/17 .

Christoffel K., Coenen G. et Warne A. (2008), « The new area-wide model of euro area. A micro-founded open-economy model for forecasting and policy analysis », *ECB working paper*, n°944.

Fagan G., Henry J. et Mestre R. (2001), « An Area-Wide Model (AWM) for the Euro Area », *Working Paper Series*, European Central Bank, n°42.

Fair R., (2003), Bootstrapping Macroeconometric Model, *Cowles Foundation Discussion Papers 1345*, Cowles Foundation, Yale University

Gomes S., Jacquinot P. et Pisani M. (2010), « *The EAGLE - A model for policy analysis of macroeconomic interdependence in the euro area* », *Working Paper Series*, European Central Bank, n°1195.

Klein C. et Simon O. (2010), « Le modèle *Mésange* réestimé en base 2000. Tome 1 - Version avec volumes à prix constants », documents de travail de l'Insee n°G2010/03 et de la DGTPE n°2010/02, mars 2010.

Insee (2007), « Méthodologie des volumes en prix chaînés »,

[http://www.insee.fr/fr/indicateurs/cnat_trim/Pub_Meth/M%E9thodologie CT prix cha%E9s.pdf](http://www.insee.fr/fr/indicateurs/cnat_trim/Pub_Meth/M%E9thodologie_CT_prix_cha%E9s.pdf)

Kilian L. (1998), « Small-sample confidence intervals for impulse response functions », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 80(2), pp.218-230.

McAdam P. et Morgan J. (2001), « The Monetary Transmission Mechanism at the Euro-Area Level: Issues and Results using Structural Macroeconomic Models », *Working Paper Series*, European Central Bank, n°93.

NIESR (2008), « NiGEM Model and software », *National Institute of Economic and Social Research*.

Peersman G. et Smets F. (2001), « The Monetary Transmission Mechanism in the Euro Area: More Evidence from VAR Analysis », *Working Paper Series*, European Central Bank, n°91.

Sims C.A et Zha T., (1999), « Error Bands for Impulse Responses », *Econometrica*, vol. 67(5), pages 1113-1156, Septembre.

Taylor J. B. (1993), « *Discretion versus Policy Rules in Practice* », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, pp.195-214.

Annexe 1 - Dictionnaires des variables

Symbole	Nom
$(1 - \alpha)$	Part de la rémunération du travail dans la valeur ajoutée
c	Consommation des ménages
$compet$	Indice de compétitivité déflaté par le prix des exportations
$compit$	Prix des importations déflaté par le prix de la valeur ajoutée
$compithe$	Prix des importations (hors biens énergétiques) déflaté par le prix de la valeur ajoutée
csu	Coût salarial unitaire
δ	Taux de déclassement du capital
df	Demande finale
$Dfinhs$	Demande finale hors stocks
dm	Demande mondiale
i	Investissement
I_{1992T4}	Indicatrice pour le trimestre 4 de 1992
$I_{01T102T2}$	Indicatrice pour la période couvrant le trimestre 1 de 2001 au trimestre 2 de 2002
I_{be93T1}	Indicatrice pour la période se terminant avant le trimestre 1 de 1993
k	Capital
m	Importations en biens
l	Emploi
ls	Population active
$part_eme$	Part des pays émergents dans le commerce mondial
pc	Prix à la consommation
pgf	Productivité générale des facteurs
pi	Prix de l'investissement
pm_{he}	Prix des importations (hors énergie)
pva	Prix de valeur ajoutée
px	Prix des exportations
$pop1564$	Population en âge de travailler
$prixetext$	Prix étrangers
Π	Taux d'inflation
$\bar{\Pi}$	Cible d'inflation de long terme
R	Taux d'intérêt réel d'équilibre
$R3m$	Taux d'intérêt à court terme
$R10a$	Taux d'intérêt à long terme
rdb	Revenu disponible brut
$stocks$	Stocks
t	Tendance linéaire, égale à 0 en T1 2000
$t_{des95T1}$	Tendance linéaire à partir du premier trimestre 1995, égal à 0 avant.
$Taxe$	TVA
tuc	Taux d'utilisation des capacités
U	Taux de chômage
va	Valeur ajoutée en volume
w	Salaires
wb	Masse salariale
$wedge$	Coin fiscal-social
x	Exportations en biens
$Y_t - \bar{Y}_t$	Écart entre productions effective et potentielle (<i>output gap</i>)

Annexe 2 - présentation des principales équations estimées du modèle MZE

On renseigne pour chaque équation sa relation de cointégration ou relation de long terme, période d'estimation, ainsi que les statistiques suivantes obtenues après correction des biais : R², Durbin-Watson et écart-type de la régression.

Taux d'utilisation des capacités de production

$$\Delta tuc = 0,99 + 0,31 \Delta tuc_{-1} + 0,78 \Delta (va - k) - 0,004 I_{be93T1} - 0,01 I_{1992T4} - 0,02 I_{1993T3} - 0,14 (tuc - (va - k))_{-1}$$

4,26
3,89
5,58
-2,96
-1,99
-3,10
-4,26

Relation de cointegration : $tuc = va - k$

Période d'estimation : 1980T3-2008T2 R² = 0,47 DW = 2,43 SER = 0,006²³.

Consommation des ménages (volumes en prix chaînés)

$$\Delta c = 0,25 - 0,34 \Delta c_{-1} - 0,14 \Delta_4 pc_{-2} + 0,27 \Delta (wb - pc) - 0,01 I_{1987T1} - 0,01 I_{1993T2} - 0,05 \left[c - (rdb - pc) + 0,40 (R10a - \Delta_4 pc) \right]_{-1}$$

2,67
-4,64
-5,91
4,73
-3,09
-4,68
-2,59

Relation de cointegration : $c = rdb - pc - 0,40 (R10a - \Delta_4 pc)$

Période d'estimation : 1981T3-2008T2 R² = 0,54 DW = 1,90 SER = 0,003.

Investissement (volumes en prix chaînés)

$$\Delta i = -0,15 + 0,22 \Delta i_{-2} + 1,47 \Delta va - 0,03 I_{1985T1} - 0,03 I_{1987T1} - 0,02 I_{1996T1} - 0,10 \left[i - va + 0,80 (R10a - \Delta_4 pi + \delta) \right]_{-1}$$

-3,67
3,21
9,19
-3,74
-3,18
-2,19
-3,53

Relation de cointegration : $i = va - 0,80 (R10a - \Delta_4 pi + \delta)$

Période d'estimation : 1982T1-2008T2 R² = 0,61 DW = 1,66 SER = 0,008.

²³ Les nombres sous les coefficients estimés sont les statistiques de Student obtenues lors de l'estimation MCO. Les coefficients contraints sont signalés par un c.

Variations de stocks (volumes en prix chaînés)

$$\frac{\Delta Stocks}{Dfinhs_{-1}} = -0,001 + 0,41 \frac{\Delta Stocks_{-1}}{Dfinhs_{-2}} + 0,17 \Delta \log(Dfinhs)_{-1} + 0,15 \Delta \log(Dfinhs)_{-2} - 0,004 I_{be87T3}$$

-2,33 5,32 3,90 3,41 -4,93

Période d'estimation : 1981T4-2008T2 R² = 0,68 DW = 2,20 SER = 0,003.

Exportations de biens (extra-zone, volumes en prix chaînés)

$$\Delta x = 0,49 + 0,59 \Delta dm + 0,21 \Delta compet + 0,10 \Delta compet_{-1} - 0,01 I_{be89T1} - 0,04 I_{1991T2} - 0,04 I_{1995T3}$$

2,68 6,33 3,54 1,75 -2,80 -2,46 -2,68

$$- 0,07 \left[x - dm - 0,60 compet + 0,005 t \right]_{-1}$$

-2,65 c c

Relation de cointegration : $x = dm + 0,60 compet - 0,005 t$

Période d'estimation : 1980T4-2008T2 R² = 0,47 DW = 1,98 SER = 0,015.

Importations de biens (extra-zone, volumes en prix chaînés)

$$\Delta m = -0,07 + 0,28 \Delta m_{-2} + 1,76 \Delta df + 0,22 \Delta x_{-1} + 1 \Delta compithe_{-1} + 0,02 I_{be85T1} - 0,04 I_{1995T1} - 0,06 I_{2001T1}$$

-2,25 3,42 5,63 3,28 c 1,79 -2,63 -4,27

$$- 0,03 \left[m - df + 0,60 compit - 0,04 t \right]_{-1}$$

-2,24 c c

Relation de cointegration : $m = df - 0,60 compit + 0,004 t$

Période d'estimation : 1981T1-2008T2 R² = 0,52 DW = 1,95 SER = 0,014.

Prix d'exportations de biens (extra-zone)

$$\Delta px = -0,003 + 0,17 \Delta prixetext + 0,27 \Delta px_{-1} + 0,81 \Delta csu + 0,01 I_{1990T4} - 0,02 I_{1991T2} + 0,02 I_{1995T1} + 0,004 I_{2003T4}$$

-2,12 9,93 4,47 8,09 2,89 -3,95 4,75 3,26

$$- 0,03 \left[px - 0,57 csu - (1 - 0,57) prixetext + 0,17 part_eme \right]_{-1}$$

-1,83 c c c

Relation de cointegration : $px = 0,57 csu + 0,43 prixetext - 0,17 part_eme$

Période d'estimation : 1983T1-2008T2 R² = 0,70 DW = 1,98 SER = 0,005.

Note : La somme des deux coefficients de long terme a été contrainte à valoir 1 pour assurer l'existence d'un sentier de croissance équilibré à long terme.

Prix d'importations de biens hors énergie (extra-zone)

$$\begin{aligned} \Delta pm_{he} = & 0,002 + 0,23 \Delta pm_{he-1} + 0,13 \Delta prixetext + 0,13 \Delta prixetext_{-1} + 0,47 pva \\ & \begin{matrix} 0,75 & 2,78 & 4,28 & 3,83 & 3,54 \end{matrix} \\ & - 0,02 I_{1990T3} + 0,02 I_{1990T4} + 0,03 I_{1995T1} - 0,01 I_{01T102T2} \\ & \begin{matrix} -2,85 & 2,87 & 3,62 & -2,46 \end{matrix} \\ & - 0,06 \left[pm_{he} - 0,55 prixetext - 0,45 pva + 0,23 part_eme \right]_{-1} \\ & \begin{matrix} -2,51 & c & c & c \end{matrix} \end{aligned}$$

Relation de cointegration : $pm_{he} = 0,55 prixetext + 0,45 pva - 0,23 part_eme$

Période d'estimation : 1982T2-2008T2 $R^2 = 0,71$ $DW = 2,25$ $SER = 0,008$.

Prix de l'investissement

$$\begin{aligned} \Delta pi = & 0,0002 + 0,77 \Delta pva + 0,11 \Delta pm + 0,002 I_{be95T1} \\ & \begin{matrix} 0,54 & 10,86 & 5,48 & 3,28 \end{matrix} \\ & - 0,07 \left(pi - 0,88 pva - (1 - 0,88) pm \right)_{-1} \\ & \begin{matrix} -3,72 & 115,71 & c \end{matrix} \end{aligned}$$

Relation de cointegration : $pi = 0,88 pva + 0,12 pm$

Période d'estimation : 1981T2-2008T2 $R^2 = 0,64$ $DW = 2,01$ $SER = 0,003$.

Prix de la valeur ajoutée

$$\begin{aligned} \Delta pva = & -0,64 + 0,46 \Delta w + 0,07 \Delta pm_{he-1} - 0,003 I_{90T4-92T1} - 0,003 I_{99T2-01T2} \\ & \begin{matrix} -3,13 & 10,14 & 3,36 & -1,97 & -2,09 \end{matrix} \\ & - 0,09 (pva - w + pgf / \alpha - (1 - \alpha) / \alpha * tuc)_{-1} \\ & \begin{matrix} -3,14 \end{matrix} \end{aligned}$$

Relation de cointegration : $pva = w - pgf / \alpha + (1 - \alpha) / \alpha * tuc$

Période d'estimation : 1980T4-2008T2 $R^2 = 0,55$ $DW = 2,11$ $SER = 0,003$.

Prix à la consommation

$$\begin{aligned} \Delta (pc - \log(1 + Taxe)) = & -0,01 + 0,81 \Delta pva + 0,11 \Delta pm - 0,01 I_{1984T3} \\ & \begin{matrix} -3,76 & 13,37 & 5,25 & -3,43 \end{matrix} \\ & - 0,08 \left(pc - \log(1 + Taxe) - 0,90 pva - 0,10 pm \right)_{-1} \\ & \begin{matrix} -3,94 & c & c \end{matrix} \end{aligned}$$

Relation de cointegration : $pc - \log(1 + Taxe) = 0,90 pva + 0,10 pm$

Période d'estimation : 1981T2-2008T2 $R^2 = 0,73$ $DW = 1,84$ $SER = 0,003$.

Salaires (WS)

$$\Delta w = 0,20 + 0,51 \Delta pc - 0,02 I_{1984T2} + 0,004 I_{be95T1} - 0,05 \left(w - (wedge + pc + pgf / \alpha) + 0,02 U \right)_{-1}$$

4,11
6,96
-3,54
3,38
-4,06
c

Relation de cointegration : $w = wedge + pc + pgf / \alpha - 0,02U$

Période d'estimation : 1981T2-2008T2 $R^2 = 0,59$ $DW = 1,88$ $SER = 0,005$.

Emploi

$$\Delta l = 0,09 + 0,48 \Delta l_{-1} + 0,17 \Delta va + 0,06 \Delta va_{-1} - 0,09 \Delta (w - pva) - 0,0004 I_{be92T1} - 0,06 \left(l - va + w - pva + 0,004 t \right)_{-1}$$

4,05
6,20
5,55
1,68
-3,80
-1,26
c

Relation de cointegration : $l = va - (w - pva) - 0,004t$

Période d'estimation : 1980T3-2008T2 $R^2 = 0,76$ $DW = 2,29$ $SER = 0,001$.

Taux d'intérêt de long terme

$$\Delta R10a = 0,13 + 0,17 \Delta R3m + 0,18 \Delta va + 0,11 \Delta (\Delta pc) + 0,32 \Delta R10a_{-1} - 0,92 I_{1986T2} + 1,19 I_{1994T2} - 0,12 \left(R10a - 0,62 R3m - 0,38 \Delta_4 pc \right)_{-1}$$

1,66
3,30
2,65
2,60
4,61
-2,87
4,10
-3,89
c

Relation de cointegration : $R10a = 0,62R3m + 0,38\Delta_4 pc$

Période d'estimation : 1981T3-2008T2 $R^2 = 0,53$ $DW = 2,13$ $SER = 0,277$.

Population active

$$\Delta ls = -0,02 + 0,27 \Delta ls_{-1} + 0,36 \Delta l + 0,50 \Delta pop1564 - 0,11 \left(ls - 0,30l - 0,70 pop1564 - 0,001t - 0,002t_{des95T1} \right)_{-1}$$

-3,58
2,91
9,98
4,49
-3,63
c

Relation de cointegration : $ls = 0,30l + 0,70 pop1564 + 0,001t + 0,002t_{des95T1}$

Période d'estimation : 1980T3-2008T2 $R^2 = 0,58$ $DW = 1,90$ $SER = 0,001$.

Règle de Taylor contrainte

$$R_t = (1 - 0,85) \left[\bar{R} + \Pi_t + (\Pi_t - \bar{\Pi}) + 0,3(Y_t - \bar{Y}_t) \right] + 0,85R_{t-1}$$

G 9001	J. FAYOLLE et M. FLEURBAEY Accumulation, profitabilité et endettement des entreprises		Macro-economic import functions with imperfect competition - An application to the E.C. Trade		françaises : une évaluation empirique des théories de la structure optimale du capital	G 9412	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. COLIN-SEDILLOT Investissement, incertitude et irréversibilité Quelques développements récents de la théorie de l'investissement
G 9002	H. ROUSSE Détection et effets de la multicollinéarité dans les modèles linéaires ordinaires - Un prolongement de la réflexion de BELSLEY, KUH et WELSCH	G 9203	I. STAPIC Les échanges internationaux de services de la France dans le cadre des négociations multilatérales du GATT Juin 1992 (1ère version) Novembre 1992 (version finale)	G 9312	L. BLOCH - B. CŒURÉ Q de Tobin marginal et transmission des chocs financiers	G 9413	B. DORMONT - M. PAUCHET L'évaluation de l'élasticité emploi-salaire dépend-elle des structures de qualification ?
G 9003	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Indexation des salaires : la rupture de 1983	G 9204	P. SEVESTRE L'économétrie sur données individuelles-temporelles. Une note introductive	G 9313	Equipes Amadeus (INSEE), Banque de France, Métric (DP) Présentation des propriétés des principaux modèles macroéconomiques du Service Public	G 9414	I. KABLA Le Choix de breveter une invention
G 9004	D. GUELLEC et P. RALLE Compétitivité, croissance et innovation de produit	G 9205	H. ERKEL-ROUSSE Le commerce extérieur et l'environnement international dans le modèle AMADEUS (réestimation 1992)	G 9314	B. CREPON - E. DUGUET Research & Development, competition and innovation	G 9501	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. SEDILLOT Irreversible Investment and Uncertainty : When is there a Value of Waiting ?
G 9005	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Les conséquences de la désindexation. Analyse dans une maquette prix-salaires	G 9206	N. GREENAN et D. GUELLEC Coordination within the firm and endogenous growth	G 9315	B. DORMONT Quelle est l'influence du coût du travail sur l'emploi ?	G 9502	L. BLOCH - B. CŒURÉ Imperfections du marché du crédit, investissement des entreprises et cycle économique
G 9101	Equipe AMADEUS Le modèle AMADEUS - Première partie - Présentation générale	G 9207	A. MAGNIER et J. TOUJAS-BERNATE Technology and trade : empirical evidences for the major five industrialized countries	G 9316	D. BLANCHET - C. BROUSSE Deux études sur l'âge de la retraite	G 9503	D. GOUX - E. MAURIN Les transformations de la demande de travail par qualification en France Une étude sur la période 1970-1993
G 9102	J.L. BRILLET Le modèle AMADEUS - Deuxième partie - Propriétés variantielles	G 9208	B. CREPON, E. DUGUET, D. ENCAOUA et P. MOHNEN Cooperative, non cooperative R & D and optimal patent life	G 9317	D. BLANCHET Répartition du travail dans une population hétérogène : deux notes	G 9504	N. GREENAN Technologie, changement organisationnel, qualifications et emploi : une étude empirique sur l'industrie manufacturière
G 9103	D. GUELLEC et P. RALLE Endogenous growth and product innovation	G 9209	B. CREPON et E. DUGUET Research and development, competition and innovation : an application of pseudo maximum likelihood methods to Poisson models with heterogeneity	G 9318	D. EYSSARTIER - N. PONTY AMADEUS - an annual macro-economic model for the medium and long term	G 9505	D. GOUX - E. MAURIN Persistence des hiérarchies sectorielles de salaires: un réexamen sur données françaises
G 9104	H. ROUSSE Le modèle AMADEUS - Troisième partie - Le commerce extérieur et l'environnement international	G 9301	J. TOUJAS-BERNATE Commerce international et concurrence imparfaite : développements récents et implications pour la politique commerciale	G 9319	G. CETTE - Ph. CUNÉO - D. EYSSARTIER - J. GAUTIÉ Les effets sur l'emploi d'un abaissement du coût du travail des jeunes	G 9505	D. GOUX - E. MAURIN Bis Persistence of inter-industry wages differentials: a reexamination on matched worker-firm panel data
G 9105	H. ROUSSE Effets de demande et d'offre dans les résultats du commerce extérieur manufacturé de la France au cours des deux dernières décennies	G 9302	Ch. CASES Durées de chômage et comportements d'offre de travail : une revue de la littérature	G 9401	D. BLANCHET Les structures par âge importent-elles ?	G 9506	S. JACOBZONE Les liens entre RMI et chômage, une mise en perspective <i>NON PARU - article sorti dans Economie et Prévision n°122 (1996) - pages 95 à 113</i>
G 9106	B. CREPON Innovation, taille et concentration : causalités et dynamiques	G 9303	H. ERKEL-ROUSSE Union économique et monétaire : le débat économique	G 9402	J. GAUTIÉ Le chômage des jeunes en France : problème de formation ou phénomène de file d'attente ? Quelques éléments du débat	G 9507	G. CETTE - S. MAHFOUZ Le partage primaire du revenu Constat descriptif sur longue période
G 9107	B. AMABLE et D. GUELLEC Un panorama des théories de la croissance endogène	G 9304	N. GREENAN - D. GUELLEC / G. BROUSSAUDIER - L. MIOTTI Innovation organisationnelle, dynamisme technologique et performances des entreprises	G 9403	P. QUIRION Les déchets en France : éléments statistiques et économiques	G 9601	Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Erasme - INSEE - OFCE Structures et propriétés de cinq modèles macro-économiques français
G 9108	M. GLAUDE et M. MOUTARDIER Une évaluation du coût direct de l'enfant de 1979 à 1989	G 9305	P. JAILLARD Le traité de Maastricht : présentation juridique et historique	G 9404	D. LADIRAY - M. GRUN-REHOMME Lissage par moyennes mobiles - Le problème des extrémités de série	G 9602	Rapport d'activité de la DESE de l'année 1995
G 9109	P. RALLE et alii France - Allemagne : performances économiques comparées	G 9306	J.L. BRILLET Micro-DMS : présentation et propriétés	G 9405	V. MAILLARD Théorie et pratique de la correction des effets de jours ouvrables	G 9603	J. BOURDIEU - A. DRAZNIKES L'octroi de crédit aux PME : une analyse à partir d'informations bancaires
G 9110	J.L. BRILLET Micro-DMS NON PARU	G 9307	J.L. BRILLET Micro-DMS - variantes : les tableaux	G 9406	F. ROSENWALD La décision d'investir	G 9604	A. TOPIOL-BENSAÏD Les implantations japonaises en France
G 9111	A. MAGNIER Effets accélérateur et multiplicateur en France depuis 1970 : quelques résultats empiriques	G 9308	S. JACOBZONE Les grands réseaux publics français dans une perspective européenne	G 9407	S. JACOBZONE Les apports de l'économie industrielle pour définir la stratégie économique de l'hôpital public	G 9605	P. GENIER - S. JACOBZONE Comportements de prévention, consommation d'alcool et tabagie : peut-on parler d'une gestion globale du capital santé ? <i>Une modélisation microéconométrique empirique</i>
G 9112	B. CREPON et G. DUREAU Investissement en recherche-développement : analyse de causalités dans un modèle d'accélérateur généralisé	G 9309	L. BLOCH - B. CŒURE Profitabilité de l'investissement productif et transmission des chocs financiers	G 9408	L. BLOCH, J. BOURDIEU, B. COLIN-SEDILLOT, G. LONGUEVILLE Du défaut de paiement au dépôt de bilan : les banquiers face aux PME en difficulté	G 9606	C. DOZ - F. LENGART Factor analysis and unobserved component models: an application to the study of French business surveys
G 9113	J.L. BRILLET, H. ERKEL-ROUSSE, J. TOUJAS-BERNATE "France-Allemagne Couplées" - Deux économies vues par une maquette macro-économétrique	G 9310	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les théories sur la structure optimal du capital : quelques points de repère	G 9409	D. EYSSARTIER, P. MAIRE Impacts macro-économiques de mesures d'aide au logement - quelques éléments d'évaluation	G 9607	N. GREENAN - D. GUELLEC La théorie coopérative de la firme
G 9201	W.J. ADAMS, B. CREPON, D. ENCAOUA Choix technologiques et stratégies de dissuasion d'entrée	G 9311	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les décisions de financement des entreprises	G 9410	F. ROSENWALD Suivi conjoncturel de l'investissement		
G 9202	J. OLIVEIRA-MARTINS, J. TOUJAS-BERNATE			G 9411	C. DEFEUILLEY - Ph. QUIRION Les déchets d'emballages ménagers : une analyse économique des politiques française et allemande		

G 9608	N. GREENAN - D. GUELLEC Technological innovation and employment reallocation
G 9609	Ph. COUR - F. RUPPRECHT L'intégration asymétrique au sein du continent américain : un essai de modélisation
G 9610	S. DUCHENE - G. FORGEOT - A. JACQUOT Analyse des évolutions récentes de la productivité apparente du travail
G 9611	X. BONNET - S. MAHFOUZ The influence of different specifications of wages-prices spirals on the measure of the NAIRU : the case of France
G 9612	PH. COUR - E. DUBOIS, S. MAHFOUZ, J. PISANI-FERRY The cost of fiscal retrenchment revisited: how strong is the evidence ?
G 9613	A. JACQUOT Les flexions des taux d'activité sont-elles seulement conjoncturelles ?
G 9614	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique Français-Chinois
G 9701	J.L. SCHNEIDER La taxe professionnelle : éléments de cadrage économique
G 9702	J.L. SCHNEIDER Transition et stabilité politique d'un système redistributif
G 9703	D. GOUX - E. MAURIN Train or Pay: Does it Reduce Inequalities to Encourage Firms to Train their Workers?
G 9704	P. GENIER Deux contributions sur dépendance et équité
G 9705	E. DUGUET - N. IUNG R & D Investment, Patent Life and Patent Value An Econometric Analysis at the Firm Level
G 9706	M. HOUEBINE - A. TOPIOL-BENSAÏD Les entreprises internationales en France : une analyse à partir de données individuelles
G 9707	M. HOUEBINE Polarisation des activités et spécialisation des départements en France
G 9708	E. DUGUET - N. GREENAN Le biais technologique : une analyse sur données individuelles
G 9709	J.L. BRILLET Analyzing a small French ECM Model
G 9710	J.L. BRILLET Formalizing the transition process : scenarios for capital accumulation
G 9711	G. FORGEOT - J. GAUTÉ Insertion professionnelle des jeunes et processus de déclassement
G 9712	E. DUBOIS High Real Interest Rates: the Consequence of a Saving Investment Disequilibrium or of an insufficient Credibility of Monetary Authorities?
G 9713	Bilan des activités de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques - 1996
G 9714	F. LEQUILLER Does the French Consumer Price Index Overstate Inflation?
G 9715	X. BONNET Peut-on mettre en évidence les rigidités à la baisse des salaires nominaux ? Une étude sur quelques grands pays de l'OCDE
G 9716	N. IUNG - F. RUPPRECHT Productivité de la recherche et rendements d'échelle dans le secteur pharmaceutique français
G 9717	E. DUGUET - I. KABLA Appropriation strategy and the motivations to use the patent system in France - An econometric analysis at the firm level
G 9718	L.P. PELÉ - P. RALLE Âge de la retraite : les aspects incitatifs du régime général
G 9719	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique français-chinois, chinois-français
G 9720	M. HOUEBINE - J.L. SCHNEIDER Mesurer l'influence de la fiscalité sur la localisation des entreprises
G 9721	A. MOURougANE Crédibilité, indépendance et politique monétaire Une revue de la littérature
G 9722	P. AUGERAUD - L. BRIOT Les données comptables d'entreprises Le système intermédiaire d'entreprises Passage des données individuelles aux données sectorielles
G 9723	P. AUGERAUD - J.E. CHAPRON Using Business Accounts for Compiling National Accounts: the French Experience
G 9724	P. AUGERAUD Les comptes d'entreprise par activités - Le passage aux comptes - De la comptabilité d'entreprise à la comptabilité nationale - A <i>paraître</i>
G 9801	H. MICHAUDON - C. PRIGENT Présentation du modèle AMADEUS
G 9802	J. ACCARDO Une étude de comptabilité générationnelle pour la France en 1996
G 9803	X. BONNET - S. DUCHÈNE Apports et limites de la modélisation « Real Business Cycles »
G 9804	C. BARLET - C. DUGUET - D. ENCAOUA - J. PRADEL The Commercial Success of Innovations An econometric analysis at the firm level in French manufacturing
G 9805	P. CAHUC - Ch. GIANELLA - D. GOUX - A. ZILBERBERG Equalizing Wage Differences and Bargaining Power - Evidence from a Panel of French Firms
G 9806	J. ACCARDO - M. JLASSI La productivité globale des facteurs entre 1975 et 1996
G 9807	Bilan des activités de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques - 1997

G 9808	A. MOURougANE Can a Conservative Governor Conduct an Accommodative Monetary Policy ?
G 9809	X. BONNET - E. DUBOIS - L. FAUVET Asymétrie des inflations relatives et menus costs : tests sur l'inflation française
G 9810	E. DUGUET - N. IUNG Sales and Advertising with Spillovers at the firm level: Estimation of a Dynamic Structural Model on Panel Data
G 9811	J.P. BERTHIER Congestion urbaine : un modèle de trafic de pointe à courbe débit-vitesse et demande élastique
G 9812	C. PRIGENT La part des salaires dans la valeur ajoutée : une approche macroéconomique
G 9813	A.Th. AERTS L'évolution de la part des salaires dans la valeur ajoutée en France reflète-t-elle les évolutions individuelles sur la période 1979-1994 ?
G 9814	B. SALANIÉ Guide pratique des séries non-stationnaires
G 9901	S. DUCHÈNE - A. JACQUOT Une croissance plus riche en emplois depuis le début de la décennie ? Une analyse en comparaison internationale
G 9902	Ch. COLIN Modélisation des carrières dans Destinie
G 9903	Ch. COLIN Evolution de la dispersion des salaires : un essai de prospective par microsimulation
G 9904	B. CREPON - N. IUNG Innovation, emploi et performances
G 9905	B. CREPON - Ch. GIANELLA Wages inequalities in France 1969-1992 An application of quantile regression techniques
G 9906	C. BONNET - R. MAHIEU Microsimulation techniques applied to inter-generational transfers - Pensions in a dynamic framework: the case of France
G 9907	F. ROSENWALD L'impact des contraintes financières dans la décision d'investissement
G 9908	Bilan des activités de la DESE - 1998
G 9909	J.P. ZOYEM Contrat d'insertion et sortie du RMI Evaluation des effets d'une politique sociale
G 9910	Ch. COLIN - FI. LEGROS - R. MAHIEU Bilans contributifs comparés des régimes de retraite du secteur privé et de la fonction publique
G 9911	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Une décomposition du non-emploi en France
G 9912	B. SALANIÉ Une maquette analytique de long terme du marché du travail
G 9912 Bis	Ch. GIANELLA Une estimation de l'élasticité de l'emploi peu qualifié à son coût
G 9913	Division « Redistribution et Politiques Sociales » Le modèle de microsimulation dynamique DESTINIE
G 9914	E. DUGUET Macro-commandes SAS pour l'économétrie des panels et des variables qualitatives
G 9915	R. DUHAUTOIS Evolution des flux d'emplois en France entre 1990 et 1996 : une étude empirique à partir du fichier des bénéficiaires réels normaux (BRN)
G 9916	J.Y. FOURNIER Extraction du cycle des affaires : la méthode de Baxter et King
G 9917	B. CRÉPON - R. DESPLATZ - J. MAIRESSE Estimating price cost margins, scale economies and workers' bargaining power at the firm level
G 9918	Ch. GIANELLA - Ph. LAGARDE Productivity of hours in the aggregate production function: an evaluation on a panel of French firms from the manufacturing sector
G 9919	S. AUDRIC - P. GIVORD - C. PROST Evolution de l'emploi et des coûts par qualification entre 1982 et 1996
G 2000/01	R. MAHIEU Les déterminants des dépenses de santé : une approche macroéconomique
G 2000/02	C. ALLARD-PRIGENT - H. GUILMEAU - A. QUINET The real exchange rate as the relative price of nontradables in terms of tradables: theoretical investigation and empirical study on French data
G 2000/03	J.-Y. FOURNIER L'approximation du filtre passe-bande proposée par Christiano et Fitzgerald
G 2000/04	Bilan des activités de la DESE - 1999
G 2000/05	B. CREPON - F. ROSENWALD Investissement et contraintes de financement : le poids du cycle Une estimation sur données françaises
G 2000/06	A. FLIPO Les comportements matrimoniaux de fait
G 2000/07	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Microsimulations of the retirement decision: a supply side approach
G 2000/08	C. AUDENIS - C. PROST Déficit conjoncturel : une prise en compte des conjonctures passées
G 2000/09	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Equivalent patrimonial de la rente et souscription de retraite complémentaire
G 2000/10	R. DUHAUTOIS Ralentissement de l'investissement : petites ou grandes entreprises ? industrie ou tertiaire ?
G 2000/11	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Temps partiel féminin et incitations financières à l'emploi
G2000/12	Ch. GIANELLA Local unemployment and wages
G2000/13	B. CREPON - Th. HECKEL - Informatisation en France : une évaluation à partir de données individuelles

	- Computerization in France: an evaluation based on individual company data	G2002/01	F. MAGNIEN - J.-L. TAVERNIER - D. THESMAR Les statistiques internationales de PIB par habitant en standard de pouvoir d'achat : une analyse des résultats	G2002/16	F. MAUREL - S. GREGOIR Les indices de compétitivité des pays : interprétation et limites	G2004/06	M. DUÉE L'impact du chômage des parents sur le devenir scolaire des enfants
G2001/01	F. LEQUILLER - La nouvelle économie et la mesure de la croissance du PIB - The new economy and the measurement of GDP growth	G2002/02	Bilan des activités de la DESE - 2001	G2003/01	N. RIEDINGER - E. HAUVY Le coût de dépollution atmosphérique pour les entreprises françaises : Une estimation à partir de données individuelles	G2004/07	P. AUBERT - E. CAROLI - M. ROGER New Technologies, Workplace Organisation and the Age Structure of the Workforce: Firm-Level Evidence
G2001/02	S. AUDRIC La reprise de la croissance de l'emploi profite-t-elle aussi aux non-diplômés ?	G2002/03	B. SÉDILLOT - E. WALRAET La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix ?	G2003/02	P. BISCOURP et F. KRAMARZ Création d'emplois, destruction d'emplois et internationalisation des entreprises industrielles françaises : une analyse sur la période 1986-1992	G2004/08	E. DUGUET - C. LELARGE Les brevets accroissent-ils les incitations privées à innover ? Un examen microéconométrique
G2001/03	I. BRAUN-LEMAIRE Evolution et répartition du surplus de productivité	G2002/04	G. BRILHAULT - Rétropolation des séries de FBCF et calcul du capital fixe en SEC-95 dans les comptes nationaux français - Retropolation of the investment series (GFCF) and estimation of fixed capital stocks on the ESA-95 basis for the French balance sheets	G2003/03	Bilan des activités de la DESE - 2002	G2004/09	S. RASPILLER - P. SILLARD Affiliating versus Subcontracting: the Case of Multinationals
G2001/04	A. BEAUDU - Th. HECKEL Le canal du crédit fonctionne-t-il en Europe ? Une étude de l'hétérogénéité des comportements d'investissement à partir de données de bilan agrégées	G2002/05	P. BISCOURP - B. CRÉPON - T. HECKEL - N. RIEDINGER How do firms respond to cheaper computers? Microeconomic evidence for France based on a production function approach	G2003/04	P.-O. BEFFY - J. DERUYON - N. FOURCADE - S. GREGOIR - N. LAÏB - B. MONFORT Évolutions démographiques et croissance : une projection macro-économique à l'horizon 2020	G2004/10	J. BOISSINOT - C. L'ANGEVIN - B. MONFORT Public Debt Sustainability: Some Results on the French Case
G2001/05	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. FOURCADE - O. LOISEL Testing the augmented Solow growth model : An empirical reassessment using panel data	G2002/06	C. AUDENIS - J. DERUYON - N. FOURCADE L'impact des nouvelles technologies de l'information et de la communication sur l'économie française - un bouclage macro-économique	G2003/05	P. AUBERT La situation des salariés de plus de cinquante ans dans le secteur privé	G2004/11	S. ANANIAN - P. AUBERT Travailleurs âgés, nouvelles technologies et changements organisationnels : un réexamen à partir de l'enquête « REPONSE »
G2001/06	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Départ à la retraite, irréversibilité et incertitude	G2002/07	J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Évaluation de trois réformes du Régime Général d'assurance vieillesse à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE	G2003/06	P. AUBERT - B. CRÉPON Age, salaire et productivité La productivité des salariés décline-t-elle en fin de carrière ?	G2004/12	X. BONNET - H. PONCET Structures de revenus et propensions différentes à consommer - Vers une équation de consommation des ménages plus robuste en prévision pour la France
G2001/07	Bilan des activités de la DESE - 2000	G2002/08	J.-P. BERTHIER Réflexions sur les différentes notions de volume dans les comptes nationaux : comptes aux prix d'une année fixe ou aux prix de l'année précédente, séries chaînées	G2003/07	H. BARON - P.O. BEFFY - N. FOURCADE - R. MAHIEU Le ralentissement de la productivité du travail au cours des années 1990	G2004/13	C. PICART Évaluer la rentabilité des sociétés non financières
G2001/08	J. Ph. GAUDEMET Les dispositifs d'acquisition à titre facultatif d'annuités viagères de retraite	G2002/09	F. HILD Les soldes d'opinion résumant-ils au mieux les réponses des entreprises aux enquêtes de conjoncture ?	G2003/08	P.-O. BEFFY - B. MONFORT Patrimoine des ménages, dynamique d'allocation et comportement de consommation	G2004/14	J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Les retraites du secteur public : projections à l'horizon 2040 à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE
G2001/09	B. CRÉPON - Ch. GIANELLA Fiscalité, coût d'usage du capital et demande de facteurs : une analyse sur données individuelles	G2002/10	I. ROBERT-BOBÉE Les comportements démographiques dans le modèle de microsimulation Destinie - Une comparaison des estimations issues des enquêtes Jeunes et Carrières 1997 et Histoire Familiale 1999	G2003/09	P. BISCOURP - N. FOURCADE Peut-on mettre en évidence l'existence de rigidités à la baisse des salaires à partir de données individuelles ? Le cas de la France à la fin des années 90	G2005/01	S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Conditions de départ en retraite selon l'âge de fin d'études : analyse prospective pour les générations 1945 à 1974
G2001/10	B. CRÉPON - R. DESPLATZ Evaluation des effets des dispositifs d'allègements de charges sociales sur les bas salaires	G2002/11	J.-P. ZOYEM La dynamique des bas revenus : une analyse des entrées-sorties de pauvreté	G2003/10	M. LECLAIR - P. PETIT Présence syndicale dans les firmes : quel impact sur les inégalités salariales entre les hommes et les femmes ?	G2005/02	C. AFSA - S. BUFFETEAU L'évolution de l'activité féminine en France : une approche par pseudo-panel
G2001/11	J.-Y. FOURNIER Comparaison des salaires des secteurs public et privé	G2002/12	F. HILD Prévisions d'inflation pour la France	G2003/11	P.-O. BEFFY - X. BONNET - M. DARRACQ-PARIES - B. MONFORT MZE: a small macro-model for the euro area	G2005/03	P. AUBERT - P. SILLARD Délocalisations et réductions d'effectifs dans l'industrie française
G2001/12	J.-P. BERTHIER - C. JAULENT R. CONVENEVOLE - S. PISANI Une méthodologie de comparaison entre consommations intermédiaires de source fiscale et de comptabilité nationale	G2002/13	M. LECLAIR Réduction du temps de travail et tensions sur les facteurs de production	G2004/01	P. AUBERT - M. LECLAIR La compétitivité exprimée dans les enquêtes trimestrielles sur la situation et les perspectives dans l'industrie	G2005/04	M. LECLAIR - S. ROUX Mesure et utilisation des emplois instables dans les entreprises
G2001/13	P. BISCOURP - Ch. GIANELLA Substitution and complementarity between capital, skilled and less skilled workers: an analysis at the firm level in the French manufacturing industry	G2002/14	E. WALRAET - A. VINCENT - Analyse de la redistribution intragénérationnelle dans le système de retraite des salariés du privé - Une approche par microsimulation - Intragenerational distributional analysis in the french private sector pension scheme - A microsimulation approach	G2004/02	M. DUÉE - C. REBILLARD La dépendance des personnes âgées : une projection à long terme	G2005/05	C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances à l'exportation de la France et de l'Allemagne - Une analyse par secteur et destination géographique
G2001/14	I. ROBERT-BOBÉE Modelling demographic behaviours in the French microsimulation model Destinie: An analysis of future change in completed fertility	G2002/15	P. CHONE - D. LE BLANC - I. ROBERT-BOBÉE Offre de travail féminine et garde des jeunes enfants	G2004/03	S. RASPILLER - N. RIEDINGER Régulation environnementale et choix de localisation des groupes français	G2005/06	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 2004
G2001/15	J.-P. ZOYEM Diagnostic sur la pauvreté et calendrier de revenus : le cas du "Panel européen des ménages"			G2004/04	A. NABOULET - S. RASPILLER Les déterminants de la décision d'investir : une approche par les perceptions subjectives des firmes	G2005/07	S. RASPILLER La concurrence fiscale : principaux enseignements de l'analyse économique
G2001/16	J.-Y. FOURNIER - P. GIVORD La réduction des taux d'activité aux âges extrêmes, une spécificité française ?			G2004/05	N. RAGACHE La déclaration des enfants par les couples non mariés est-elle fiscalement optimale ?	G2005/08	C. L'ANGEVIN - N. LAÏB Éducation et croissance en France et dans un panel de 21 pays de l'OCDE
G2001/17	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. RIEDINGER Existe-t-il une asymétrie dans la transmission du prix du brut aux prix des carburants ?					G2005/09	N. FERRARI Prévoir l'investissement des entreprises Un indicateur des révisions dans l'enquête de conjoncture sur les investissements dans l'industrie.

G2005/10	P.-O. BEFFY - C. L'ANGEVIN Chômage et boucle prix-salaires : apport d'un modèle « qualifiés/peu qualifiés »
G2005/11	B. HEITZ A two-states Markov-switching model of inflation in France and the USA: credible target VS inflation spiral
G2005/12	O. BIAU - H. ERKEL-ROUSSE - N. FERRARI Réponses individuelles aux enquêtes de conjoncture et prévision macroéconomiques : Exemple de la prévision de la production manufacturière
G2005/13	P. AUBERT - D. BLANCHET - D. BLAU The labour market after age 50: some elements of a Franco-American comparison
G2005/14	D. BLANCHET - T. DEBRAND - P. DOURGNON - P. POLLET L'enquête SHARE : présentation et premiers résultats de l'édition française
G2005/15	M. DUÉE La modélisation des comportements démogra- phiques dans le modèle de microsimulation DESTINIE
G2005/16	H. RAOUI - S. ROUX Étude de simulation sur la participation versée aux salariés par les entreprises
G2006/01	C. BONNET - S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Disparités de retraite de droit direct entre hommes et femmes : quelles évolutions ?
G2006/02	C. PICART Les gazelles en France
G2006/03	P. AUBERT - B. CRÉPON - P. ZAMORA Le rendement apparent de la formation continue dans les entreprises : effets sur la productivité et les salaires
G2006/04	J.-F. OUVRARD - R. RATHELOT Demographic change and unemployment: what do macroeconomic models predict?
G2006/05	D. BLANCHET - J.-F. OUVRARD Indicateurs d'engagements implicites des systèmes de retraite : chiffrages, propriétés analytiques et réactions à des chocs démographiques types
G2006/06	G. BIAU - O. BIAU - L. ROUVIERE Nonparametric Forecasting of the Manufacturing Output Growth with Firm-level Survey Data
G2006/07	C. AFSA - P. GIVORD Le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie
G2006/08	P. SILLARD - C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances comparées à l'exportation de la France et de ses principaux partenaires Une analyse structurelle sur 12 ans
G2006/09	X. BOUTIN - S. QUANTIN Une méthodologie d'évaluation comptable du coût du capital des entreprises françaises : 1984- 2002
G2006/10	C. AFSA L'estimation d'un coût implicite de la pénibilité du travail chez les travailleurs âgés
G2006/11	C. LELARGE Les entreprises (industrielles) françaises sont- elles à la frontière technologique ?
G2006/12	O. BIAU - N. FERRARI Théorie de l'opinion Faut-il pondérer les réponses individuelles ?
G2006/13	A. KOUBI - S. ROUX Une réinterprétation de la relation entre productivité et inégalités salariales dans les entreprises
G2006/14	R. RATHELOT - P. SILLARD The impact of local taxes on plants location decision
G2006/15	L. GONZALEZ - C. PICART Diversification, recentrage et poids des activités de support dans les groupes (1993-2000)
G2007/01	D. SRAER Allègements de cotisations patronales et dynamique salariale
G2007/02	V. ALBOUY - L. LEQUIEN Les rendements non monétaires de l'éducation : le cas de la santé
G2007/03	D. BLANCHET - T. DEBRAND Aspiration à la retraite, santé et satisfaction au travail : une comparaison européenne
G2007/04	M. BARLET - L. CRUSSON Quel impact des variations du prix du pétrole sur la croissance française ?
G2007/05	C. PICART Flux d'emploi et de main-d'œuvre en France : un réexamen
G2007/06	V. ALBOUY - C. TAVAN Massification et démocratisation de l'enseignement supérieur en France
G2007/07	T. LE BARBANCHON The Changing response to oil price shocks in France : a DSGE type approach
G2007/08	T. CHANEY - D. SRAER - D. THESMAR Collateral Value and Corporate Investment Evidence from the French Real Estate Market
G2007/09	J. BOISSINOT Consumption over the Life Cycle: Facts for France
G2007/10	C. AFSA Interpréter les variables de satisfaction : l'exemple de la durée du travail
G2007/11	R. RATHELOT - P. SILLARD Zones Franches Urbaines : quels effets sur l'emploi salarié et les créations d'établissements ?
G2007/12	V. ALBOUY - B. CRÉPON Aléa moral en santé : une évaluation dans le cadre du modèle causal de Rubin
G2008/01	C. PICART Les PME françaises : rentables mais peu dynamiques
G2008/02	P. BISCOURP - X. BOUTIN - T. VERGÉ The Effects of Retail Regulations on Prices Evidence from the Loi Galland
G2008/03	Y. BARBESOL - A. BRIANT Economies d'agglomération et productivité des

G2009/09	G. LALANNE - E. POULIQUEN - O. SIMON Prix du pétrole et croissance potentielle à long terme
G2009/10	D. BLANCHET - J. LE CACHEUX - V. MARCUS Adjusted net savings and other approaches to sustainability: some theoretical background
G2009/11	V. BELLAMY - G. CONSALES - M. FESSEAU - S. LE LAIDIER - É. RAYNAUD Une décomposition du compte des ménages de la comptabilité nationale par catégorie de ménage en 2003
G2009/12	J. BARDAJI - F. TALLET Detecting Economic Regimes in France: a Qualitative Markov-Switching Indicator Using Mixed Frequency Data
G2009/13	R. AEBERHARDT - D. FOUGÈRE - R. RATHELOT Discrimination à l'embauche : comment exploiter les procédures de <i>testing</i> ?
G2009/14	Y. BARBESOL - P. GIVORD - S. QUANTIN Partage de la valeur ajoutée, approche par données microéconomiques
G2009/15	I. BUONO - G. LALANNE The Effect of the Uruguay round on the Intensive and Extensive Margins of Trade
G2010/01	C. MINODIER Avantages comparés des séries des premières valeurs publiées et des séries des valeurs révisées - Un exercice de prévision en temps réel de la croissance trimestrielle du PIB en France
G2010/02	V. ALBOUY - L. DAVEZIES - T. DEBRAND Health Expenditure Models: a Comparison of Five Specifications using Panel Data
G2010/03	C. KLEIN - O. SIMON Le modèle MÉSANGE réestimé en base 2000 Tome 1 – Version avec volumes à prix constants
G2010/04	M.-É. CLERC - É. COUDIN L'IPC, miroir de l'évolution du coût de la vie en France ? Ce qu'apporte l'analyse des courbes d'Engel
G2010/05	N. CECI-RENAUD - P.-A. CHEVALIER Les seuils de 10, 20 et 50 salariés : impact sur la taille des entreprises françaises
G2010/06	R. AEBERHARDT - J. POUGET National Origin Differences in Wages and Hierarchical Positions - Evidence on French Full- Time Male Workers from a matched Employer- Employee Dataset
G2010/07	S. BLASCO - P. GIVORD Les trajectoires professionnelles en début de vie active : quel impact des contrats temporaires ?
G2010/08	P. GIVORD Méthodes économétriques pour l'évaluation de politiques publiques
G2010/09	P.-Y. CABANNES - V. LAPÈGUE - E. POULIQUEN - M. BEFFY - M. GAINI Quelle croissance de moyen terme après la crise ?
G2010/10	I. BUONO - G. LALANNE La réaction des entreprises françaises à la baisse des tarifs douaniers étrangers
G2008/04	D. BLANCHET - F. LE GALLO Les projections démographiques : principaux mécanismes et retour sur l'expérience française
G2008/05	D. BLANCHET - F. TOUTLEMONDE Évolutions démographiques et déformation du cycle de vie active : quelles relations ?
G2008/06	M. BARLET - D. BLANCHET - L. CRUSSON Internationalisation et flux d'emplois : que dit une approche comptable ?
G2008/07	C. LELARGE - D. SRAER - D. THESMAR Entrepreneurship and Credit Constraints - Evidence from a French Loan Guarantee Program
G2008/08	X. BOUTIN - L. JANIN Are Prices Really Affected by Mergers?
G2008/09	M. BARLET - A. BRIANT - L. CRUSSON Concentration géographique dans l'industrie manufacturière et dans les services en France : une approche par un indicateur en continu
G2008/10	M. BEFFY - É. COUDIN - R. RATHELOT Who is confronted to insecure labor market histories? Some evidence based on the French labor market transition
G2008/11	M. ROGER - E. WALRAET Social Security and Well-Being of the Elderly: the Case of France
G2008/12	C. AFSA Analyser les composantes du bien-être et de son évolution Une approche empirique sur données individuelles
G2008/13	M. BARLET - D. BLANCHET - T. LE BARBANCHON Microsimuler le marché du travail : un prototype
G2009/01	P.-A. PIONNIER Le partage de la valeur ajoutée en France, 1949-2007
G2009/02	Laurent CLAVEL - Christelle MINODIER A Monthly Indicator of the French Business Climate
G2009/03	H. ERKEL-ROUSSE - C. MINODIER Do Business Tendency Surveys in Industry and Services Help in Forecasting GDP Growth? A Real-Time Analysis on French Data
G2009/04	P. GIVORD - L. WILNER Les contrats temporaires : trappe ou marchepied vers l'emploi stable ?
G2009/05	G. LALANNE - P.-A. PIONNIER - O. SIMON Le partage des fruits de la croissance de 1950 à 2008 : une approche par les comptes de surplus
G2009/06	L. DAVEZIES - X. D'HAULTFOEUILLE Faut-il pondérer?... Ou l'éternelle question de l'économètre confronté à des données d'enquête
G2009/07	S. QUANTIN - S. RASPILLER - S. SERRAVALLE Commerce intragroupe, fiscalité et prix de transferts : une analyse sur données françaises
G2009/08	M. CLERC - V. MARCUS Élasticités-prix des consommations énergétiques des ménages

G2010/11	R. RATHELOT - P. SILLARD L'apport des méthodes à noyaux pour mesurer la concentration géographique - Application à la concentration des immigrés en France de 1968 à 1999		prises sur la base des contrôles fiscaux et son insertion dans les comptes nationaux
G2010/12	M. BARATON - M. BEFFY - D. FOUGÈRE Une évaluation de l'effet de la réforme de 2003 sur les départs en retraite - Le cas des enseignants du second degré public	G2011/10	A. SCHREIBER - A. VICARD La tertiarisation de l'économie française et le ralentissement de la productivité entre 1978 et 2008
G2010/13	D. BLANCHET - S. BUFFETEAU - E. CRENNER S. LE MINEZ Le modèle de microsimulation Destinie 2 : principales caractéristiques et premiers résultats	G2011/11	M.-É. CLERC - O. MONSO - E. POULIQUEN Les inégalités entre générations depuis le baby-boom
G2010/14	D. BLANCHET - E. CRENNER Le bloc retraites du modèle Destinie 2 : guide de l'utilisateur	G2011/12	C. MARBOT et D. ROY Évaluation de la transformation de la réduction d'impôt en crédit d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile en 2007
G2010/15	M. BARLET - L. CRUSSON - S. DUPUCH - F. PUECH Des services échangés aux services échangeables : une application sur données françaises	G2011/13	P. GIVORD - R. RATHELOT - P. SILLARD Place-based tax exemptions and displacement effects: An evaluation of the Zones Franches Urbaines program
G2010/16	M. BEFFY - T. KAMIONKA Public-private wage gaps: is civil-servant human capital sector-specific?	G2011/14	X. D'HAULTFOEUILLE - P. GIVORD - X. BOUTIN The Environmental Effect of Green Taxation: the Case of the French "Bonus/Malus"
G2010/17	P.-Y. CABANNES - H. ERKEL-ROUSSE - G. LALANNE - O. MONSO - E. POULIQUEN Le modèle Mésange réestimé en base 2000 Tome 2 - Version avec volumes à prix chaînés	G2011/15	M. BARLET - M. CLERC - M. GARNEO - V. LAPÈGUE - V. MARCUS La nouvelle version du modèle MZE, modèle macroéconométrique pour la zone euro
G2010/18	R. AEBERHARDT - L. DAVEZIES Conditional Logit with one Binary Covariate: Link between the Static and Dynamic Cases		
G2011/01	T. LE BARBANCHON - B. OURLIAC - O. SIMON Les marchés du travail français et américain face aux chocs conjoncturels des années 1986 à 2007 : une modélisation DSGE		
G2011/02	C. MARBOT Une évaluation de la réduction d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile		
G2011/03	L. DAVEZIES Modèles à effets fixes, à effets aléatoires, modèles mixtes ou multi-niveaux : propriétés et mises en œuvre des modélisations de l'hétérogénéité dans le cas de données groupées		
G2011/04	M. ROGER - M. WASMER Heterogeneity matters: labour productivity differentiated by age and skills		
G2011/05	J.-C. BRICONGNE - J.-M. FOURNIER V. LAPÈGUE - O. MONSO De la crise financière à la crise économique L'impact des perturbations financières de 2007 et 2008 sur la croissance de sept pays industrialisés		
G2011/06	P. CHARNOZ - É. COUDIN - M. GAINI Wage inequalities in France 1976-2004: a quantile regression analysis		
G2011/07	M. CLERC - M. GAINI - D. BLANCHET Recommendations of the Stiglitz-Sen-Fitoussi Report: A few illustrations		
G2011/08	M. BACHELET - M. BEFFY - D. BLANCHET Projeter l'impact des réformes des retraites sur l'activité des 55 ans et plus : une comparaison de trois modèles		
G2011/09	C. LOUVOT-RUNAVOT L'évaluation de l'activité dissimulée des entre-		